

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

NATHALIA CRISTINA DE F. B. W. DE FREITAS

INVESTIMENTOS FAMILIARES EM EDUCAÇÃO DOS FILHOS NO BRASIL: O
ARRANJO FAMILIAR IMPORTA?

CURITIBA
2015

NATHALIA CRISTINA DE F. B. W. DE FREITAS

INVESTIMENTOS FAMILIARES EM EDUCAÇÃO DOS FILHOS NO BRASIL: O
ARRANJO FAMILIAR IMPORTA?

Dissertação apresentada como requisito parcial à
obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento
Econômico, no Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, Universidade Federal do
Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves

CURITIBA

2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Freitas, Nathalia Cristina de Faria Blanc Werneck de Freitas
Investimentos familiares em educação dos filhos no Brasil: o arranjo
familiar importa? / Nathalia Cristina de F. B. W. de Freitas. - 2015.
109 f.

Orientador: Flávio de Oliveira Gonçalves.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de
Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2015.

1. Investimentos na educação. 2. Orçamento familiar. 3. Educação -
Custos. I. Gonçalves, Flavio de Oliveira. II. Universidade Federal do Paraná.
Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico. III. Título.


CDD 339.41

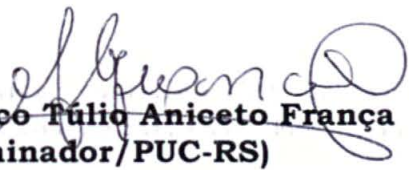
TERMO DE APROVAÇÃO

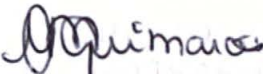
Nathalia Cristina de Faria Blanc Werneck de Freitas

**“INVESTIMENTOS FAMILIARES EM EDUCAÇÃO DOS FILHOS NO
BRASIL: O ARRANJO FAMILIAR IMPORTA?”**

**TESE APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA OBTENÇÃO DO
GRAU DE MESTRE NO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO
PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA EXAMINADORA:**


Prof. Dr. Flavio de Oliveira Gonçalves
(Orientador/UFPR)


Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França
(Examinador/PUC-RS)


Prof.ª Dr.ª Raquel Rangel de Meireles Guimarães
(Examinadora/UFPR)

23 de março de 2015

DEDICATÓRIA

À minha mãe, ao meu pai e ao Mauricio
por acreditarem em mim
e apoiarem minhas decisões.

AGRADECIMENTO

Primeiramente gostaria de agradecer ao Mauricio por ser o maior companheiro que Deus poderia colocar em meu caminho e por entender e apoiar meus sonhos.

Agradeço à minha mãe e ao meu pai por tudo, sabendo que não existem palavras suficientes para expressar minha gratidão.

Agradeço aos meus avós por estarem sempre tão perto mesmo com tantos quilômetros nos separando.

Agradeço à Célia, ao Silvio e ao Marcelo por sempre me receberem em sua casa e me ajudarem quando preciso.

Agradeço ao Felipe e à Raissa pelas muitas conversas e por tornarem mais fáceis esses dois anos longe de casa.

Agradeço ao Thiago Mendes e ao Elidecir Jacques por toda a ajuda com a base de dados e com o software STATA.

Agradeço ao meu orientador Flávio Gonçalves pelos ensinamentos e direcionamentos durante a elaboração desse trabalho e agradeço ao PPGDE/UFPR e ao CNPQ pelo apoio e financiamento deste trabalho.

E principalmente agradeço à Deus por sempre me dar forças e por sempre me mostrar o caminho para que pudesse chegar até aqui.

EPÍGRAFE

Education lights every stage of the journey to a better life. To unlock the wider benefits of education, all children need access to both primary and lower secondary education of good quality. Special efforts are needed to ensure that all children and young people – regardless of their family income, where they live, their gender, their ethnicity, whether they are disabled – can benefit equally from its transformative power.

UNESCO

RESUMO

Com o uso dos dados da Pesquisa Orçamentária Familiar (POF) 2008-2009, esse estudo tem como objetivo identificar se as decisões familiares sobre a educação dos filhos ocorrem de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares brasileiros. Para isso, restringiu-se a amostra da POF às famílias com filhos de até 17 anos, excluindo as famílias sem filhos e as famílias que possuem filhos com mais de 18 anos. Primeiramente, por meio da estimação de um modelo de escolha binária *logit*, analisam-se os determinantes da escolha familiar em matricular os filhos em escolas públicas ou em escolas privadas. Além do tipo de arranjo familiar em que vive, a cor, a idade e ordem de nascimento do filho alteram a probabilidade deste em frequentar o ensino privado, do mesmo modo que a renda per capita, o número de irmãos, a região geográfica e escolaridade do responsável pelo domicílio também são importantes nessa determinação. Em seguida, dado que as decisões sobre o volume de recursos financeiros destinados à educação de cada filho são tomadas em duas etapas, utiliza-se o modelo de seleção de Heckman para identificar os seus determinantes. Na primeira etapa as famílias decidem se investem ou não de forma privada na educação dos filhos, sendo que as variáveis que se mostram essenciais são: a renda per capita do domicílio, a quantidade de irmãos, a ordem de nascimento do filho, a região geográfica do domicílio e o nível do ensino a ser frequentado. Já na segunda etapa, em que as famílias determinam o volume de recursos destinados à educação dos filhos, os principais determinantes são: a renda per capita do domicílio, a região geográfica do domicílio, a cor e a idade do filho, a quantidade de irmãos e o tipo de escola frequentada. O tipo de arranjo familiar também se mostrou relevante, sendo que os filhos que vivem em arranjos monoparentais femininos recebem uma maior proporção dos gastos familiares em sua educação, em comparação com os que vivem em arranjos tradicionais (casal com filhos com responsável pelo domicílio masculino ou feminino), enquanto os que vivem em arranjos monoparentais masculinos recebem uma menor proporção. Por fim, somente em arranjos monoparentais masculinos foi possível identificar evidências de discriminação de gênero na alocação para os filhos, com benefício para os filhos do sexo feminino.

Palavras-chave: arranjos familiares, alocação intrafamiliar de recursos, investimentos em educação dos filhos, modelo *logit*, modelo de seleção de Heckman.

ABSTRACT

Using the data from the 2008-2009 Pesquisa Orçamentária Familiar (POF), this study aims to identify if the family's decisions towards children's education are different in families with different family's structure in Brazil. The sample was restricted to families with children up to 17 years old, excluding families without children and families with children older than 18 years old. First, by estimating a logit model, we analyze the determinants of family's decisions to enroll their children in public schools or private schools. Besides the family structure, race, age and child's birth order affect their likelihood of attending private schools as well the per capita income, the number of siblings, the geographical region and the education of household head are also important. Since the family's decisions towards the volume of financial resources allocated for each child's education are taken in two stages, we use the Heckman selection model to identify their determinants. In the first stage, families decide whether or not to invest privately in children education, and the findings indicate that characteristics as the per capita income, the number of siblings, the child's birth order, the geographic region and the school level to be attended are relevant. In the second stage, when families decide the amount of resources allocated for each children's education, the main determinants are: the per capita income, geographic region, race and children age, number of siblings and type of school attended (public or private). The family structure was also relevant: children living in single-mother families, compared with children living with two parents, receive a greater proportion of household spending on their education, while those living in single-father receive a smaller proportion. Finally, only for single-father families the findings indicate gender discrimination in intrahousehold allocation, with benefit for female children.

Key words: family structure, intrahousehold allocations, investments in children's education, *logit* model, Heckman selection model.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – RESULTADOS DO MODELO LOGIT	85
FIGURA 2 – RESULTADOS DA EQUAÇÃO DE SELEÇÃO (PROBIT) DO MODELO DE HECKMAN	88
FIGURA 3 – RESULTADOS DO MODELO DE HECKMAN	92
FIGURA 4 – RESULTADOS DO MODELO DE HECKMAN	94

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS ARRANJOS DOMICILIARES – BRASIL	19
GRÁFICO 2 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DAS FAMÍLIAS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL	20
GRÁFICO 3 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DAS FAMÍLIAS POR SEXO DO RESPONSÁVEL PELA FAMÍLIA – BRASIL	21
GRÁFICO 4 – PESSOAS DE 10 ANOS OU MAIS DE IDADE POR ANOS DE ESTUDO E SEXO – BRASIL	45
GRÁFICO 5 – PERCENTUAL DE ABANDONO ESCOLAR POR NÍVEL DE ENSINO – BRASIL	47
GRÁFICO 6 – PERCENTUAL DE ALUNOS DO ENSINO FUNDAMENTAL COM IDADE NÃO ADEQUADA PARA A SÉRIE POR GRUPO DE SÉRIE DO ENSINO FUNDAMENTAL – BRASIL	48
GRÁFICO 7 – PERCENTUAL DE ALUNOS DO ENSINO MÉDIO COM IDADE NÃO ADEQUADA PARA A SÉRIE POR SÉRIE DO ENSINO MÉDIO – BRASIL	48
GRÁFICO 8 – PERCENTUAL DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO – BRASIL	51
GRÁFICO 9 – DOMICÍLIOS COM PARENTES POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL	60

LISTA DE TABELAS

TABELA 01 – PESSOAS DE 5 ANOS OU MAIS DE IDADE NÃO ALFABETIZADAS POR SEXO – BRASIL	44
TABELA 02 – TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS – BRASIL	46
TABELA 03 – TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS POR ARRANJO FAMILIAR - BRASIL	49
TABELA 04 – RENDIMENTOS E DESPESAS COM EDUCAÇÃO POR ARRANJO FAMILIAR– BRASIL	52
TABELA 05 – PROPORÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO DOS FILHOS EM RELAÇÃO AOS GASTOS TOTAIS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR E POR TIPO FREQUÊNCIA ESCOLAR – BRASIL	53
TABELA 06 – COMPOSIÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL	54
TABELA 07 – PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO E DOS DOMICÍLIOS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL	59
TABELA 08 – INFORMAÇÕES: TOTAL DE DOMICÍLIOS X DOMICÍLIOS COM FILHOS DE ATÉ 17 ANOS – BRASIL	60
TABELA 09 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POR ARRANJO FAMILIAR COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS	61
TABELA 10 – QUANTIDADE DE MORADORES E DE FILHOS POR ARRANJO FAMILIAR NOS DOMICÍLIOS COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS - BRASIL	62
TABELA 11 – INFORMAÇÕES: TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS – BRASIL	64
TABELA 12 – INFORMAÇÕES: TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS POR ARRANJO FAMILIAR - BRASIL	65
TABELA 13 – RENDIMENTOS E DESPESAS COM EDUCAÇÃO POR ARRANJO FAMILIAR– BRASIL	67
TABELA 14 – COMPOSIÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR (DOMICÍLIOS COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS) – BRASIL	68
TABELA 15 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO <i>LOGIT</i>	73
TABELA 16 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO <i>LOGIT</i>	75

TABELA 17 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN.....	81
TABELA 18 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN.....	83
TABELA 19 – VARIÁVEIS CRUZADAS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN.....	93

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 ARRANJOS FAMILIARES NO BRASIL.....	18
3 ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS	23
3.1 MODELOS ECONÔMICOS DE ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS.	24
3.1.1 Renda familiar no processo de alocação intrafamiliar de recursos.....	30
3.2 MODELOS DE ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS AOS FILHOS	33
4 EDUCAÇÃO NO BRASIL	42
5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	56
5.1 BASE DE DADOS: A POF 2008-2009	56
5.2 TRATAMENTO DOS DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA	58
5.3 METODOLOGIA.....	69
5.3.1 Ensino público ou ensino privado: modelo de escolha binária logit.....	69
5.3.2 Volume de gastos familiares com educação dos filhos: modelo de seleção bivariado (Heckman)	76
6 RESULTADOS	84
6.1 REDE PRIVADA X REDE PÚBLICA	84
6.2 GASTOS COM EDUCAÇÃO	86
7 CONCLUSÃO.....	96
REFERÊNCIAS.....	98
ANEXOS	108

1 INTRODUÇÃO

Os investimentos em educação ocorrem por dois caminhos: ações públicas e por ações privadas, sendo estas realizadas no âmbito familiar. Na família, a escolha sobre os investimentos em educação dos filhos depende, entre outros elementos, das características do processo de tomada de decisão familiar, das preferências familiares, do número de filhos e da restrição orçamentária com a qual a família se depara, sendo que os custos com educação participam do orçamento familiar como uma despesa qualquer, similar às despesas com alimentação, com moradia, e outras (BECKER, 1991).

Os estudos sobre os gastos familiares com educação no Brasil, por exemplo Castro e Vaz (2007), Carvalho e Kassouf (2009), Santana e Menezes (2009) e Curi e Menezes-Filho (2010), têm como principal foco avaliar os efeitos das características familiares (renda, região geográfica, sexo, cor, idade da pessoa de referência da família, entre outras) nos gastos educacionais, seja comparando a alocação entre os membros da família seja avaliando o volume destinado aos investimentos educacionais, não comparando os diferentes arranjos familiares. Dessa forma, a contribuição desse estudo para a literatura de alocação intrafamiliar de recursos é identificar se no Brasil as decisões familiares sobre os investimentos em educação dos filhos ocorre de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares.

A literatura explica o processo de alocação intrafamiliar de recursos através de dois tipos de modelos: modelos unitários e modelos não unitários. Em modelos unitários, a distribuição de recursos respeita uma preferência familiar única, ignorando as diferenças entre as preferências dos membros da família, com a renda familiar somada e unificada (hipótese de renda conjunta). Nesses casos, conforme ressaltam Phipps e Burton (1998), uma unidade monetária a mais de renda masculina será gasta da mesma forma que uma unidade monetária a mais de renda feminina.

Nos modelos não unitários, o processo de alocação de recursos leva em consideração as preferências de cada membro da família, de modo que além das preferências e da restrição orçamentária, a alocação depende também da forma como

os membros da família interagem entre si durante a tomada de decisão e do poder individual de cada membro em influenciar as decisões finais (BROWNING et al., 2006).

A distribuição de poder na tomada de decisão intrafamiliar, conforme ressalta Rangel (2006), tem um papel fundamental para moldar as decisões, determinando como os benefícios serão divididos entre os membros da família. Além da distribuição de poder, Medeiros e Osório (2002) ressaltam a importância da composição dos arranjos domiciliares “na determinação das transferências de tempo e de recursos monetários entre os moradores, e em sua participação no mercado de trabalho ou em seu desempenho escolar” (p.1).

No Brasil e em outros países, os arranjos familiares têm se alterado desde meados do século XX. Em estudo que compara as tendências demográficas entre o período de 1940 a 2000, IBGE (2007) conclui que as famílias tradicionais compostas por pais e filhos diminuíram de volume, ao passo que novos arranjos familiares se desenvolveram.

Seguindo essa tendência de redução da família tradicional no Brasil e de aumento de novas configurações familiares apontada por IBGE (2007), a família tradicional constituída por casal com filhos passou de 61,9% no Censo de 1970 para 49,4% das famílias no Censo de 2010, deixando de ser a maioria. Em 2010, o segundo maior tipo de arranjo familiar era o de casal sem filhos, o qual passou de 11% em 1970 para 17,7% em 2010. Considerando apenas os arranjos familiares com filhos, as famílias monoparentais femininas são o segundo maior tipo de arranjo familiar no Censo 2010, com 12,2%, contra 7,9% em 1970, enquanto as famílias monoparentais masculinas passaram de 1,5% em 1970 para 1,8% em 2010.

Além das alterações de incidência dos arranjos familiares, identifica-se alteração no indivíduo apontado como responsável pela família. Entre 1981 e 2011, o percentual de mulheres apontadas como responsável pela família aumentou de 16,9% para 37,5%.

Se o processo de alocação intrafamiliar de recursos não sofre impacto pela origem da renda (feminina ou masculina) e/ou pelo controle dos recursos, ou seja, se a hipótese de renda conjunta é válida, o padrão da alocação de recursos educacionais

aos filhos deve ser igual independentemente do arranjo familiar e do sexo da pessoa responsável pelo domicílio (PHIPPS; BURTON, 1998).

Estudos como Thomas (1990) e Rangel (2006) testaram a hipótese de renda conjunta para o Brasil. Com dados sobre a saúde brasileira (nível de calorias ingeridas, taxas de fertilidade e de sobrevivência infantil e indicadores antropométricos das crianças - altura condicionada à idade e peso condicionado à altura), Thomas (1990) encontrou que a renda não laboral feminina tem um impacto positivo maior na saúde familiar do que a renda não laboral masculina, sendo que a sobrevivência infantil foi de quase vinte vezes maior quando a renda não laboral está nas mãos femininas.

Rangel (2006) utilizou dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) de 1992, 1993 e 1995 para investigar se a extensão do direito a pensão alimentícia para pais não legalmente casados aumentou o poder feminino nas decisões intrafamiliares, encontrando evidências de que esse aumento de poder feminino ocorreu e beneficiou os gastos com educação dos filhos mais velhos, principalmente quando o filho mais velho é menina. Com isso, se o aumento de poder de um dos membros da família alterou a distribuição de recursos, existem evidências de que a hipótese de renda conjunta para o Brasil não é válida.

De forma similar ao encontrado por Thomas (1990) e Rangel (2006) para o Brasil, em estudo sobre educação das crianças na África Subsaariana, Lloyd e Blanc (1996) encontraram evidências, após controlar o nível de recursos das famílias, de que as crianças que vivem em famílias cujo responsável é feminino possuem melhores indicadores educacionais do que as crianças que vivem em famílias com responsável masculino.

Comparando arranjos familiares monoparentais com arranjos familiares compostos por ambos os pais, Han et al. (2003) encontraram evidências de que em Taiwan os filhos em domicílios monoparentais vão menos à faculdade e recebem menos investimentos do que crianças em domicílios com pai e mãe, porém ao controlar pela renda, essas diferenças deixam de ser significativas. Já ao comparar domicílios monoparentais masculinos com domicílios monoparentais femininos, os filhos de domicílios monoparentais masculinos vão menos à faculdade e recebem menos investimentos educacionais.

Assim, com base nos estudos de Thomas (1990), de Lloyd e Blanc (1996), de Han et al. (2003) e de Rangel (2006), formula-se a hipótese de que em famílias com mulheres responsáveis pela alocação intrafamiliar de recursos o padrão de gastos com educação dos filhos será diferente do que em famílias com homens responsáveis pela alocação.

O volume de despesas familiares com educação no Brasil foi abordado por autores como Castro e Vaz (2007), Carvalho e Kassouf (2009), Santana e Menezes (2009) e Curi e Menezes-Filho (2010).

Castro e Vaz (2007) apresentam de forma descritiva “a magnitude, a estrutura, a sensibilidade e a evolução dos gastos familiares” (p.77) com educação com foco na renda familiar, nas características dos responsáveis pela família e na localização geográfica. Entre os diversos resultados descritos, Castro e Vaz (2007) ressaltam que quanto maior o nível de escolaridade do responsável pela família, maior o volume de recursos familiares destinados à educação.

Com o objetivo de identificar existência de viés de gênero na determinação dos gastos familiares com educação dos filhos, Carvalho e Kassouf (2009) utilizaram os dados da Pesquisa Orçamentária Familiar (POF) 2002/2003 e estimaram curvas de Engel referentes aos gastos educacionais por meio de modelos Tobit, não encontrando evidências de viés de gênero.

Santana e Menezes (2009) buscam identificar a existência de diferenças raciais na determinação dos gastos familiares com educação. De forma semelhante a Carvalho e Kassouf (2009), utilizaram os dados da POF 2002/2003 e estimaram curvas de Engel dos gastos com educação das famílias porém por meio de modelo semiparamétrico, encontrando evidências de que as famílias cujo responsável se considera branco gastam mais com educação do que famílias que se consideram de outras cores.

A partir da estimação de modelos binários em que as famílias escolhem matricular seus filhos em escolas privadas ou públicas e de modelos censurados (Heckman e Tobit) para analisar o nível de gastos familiares em educação, Curi e Menezes-Filho (2010) buscam identificar com dados da PNAD entre 2001 e 2006 e da POF 2002/2003 os determinantes dos gastos com educação no Brasil. Como resultado, encontram evidências de que os principais determinantes são a educação da mãe, a

renda familiar, a oferta de escolas públicas, o custo da educação no estado e a região de moradia.

Para identificar se as decisões de investimentos em educação destinados aos filhos ocorrem de forma diferente em arranjos familiares diferentes, serão utilizados como base o estudo de Curi e Menezes-Filho (2010) e os dados da POF referente ao período de 2008/2009. Primeiramente pretende-se identificar os determinantes da escolha familiar em matricular os filhos em escolas públicas ou em escolas privadas por meio da estimação de um modelo *logit*. Em seguida, para identificar os determinantes do volume de investimentos privados destinados à educação de cada filho, utiliza-se o modelo de seleção de Heckman.

Este estudo está dividido em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção apresenta-se um breve resumo sobre a evolução dos arranjos familiares no Brasil, enquanto a terceira seção abrange a revisão da literatura de alocação intrafamiliar de recursos. Os principais elementos descritivos sobre a educação no Brasil são apresentados na quarta seção e a quinta seção descreve a estratégia empírica adotada. Por fim, a sexta seção contém os resultados das estimações econométricas e a sétima seção as conclusões.

2 ARRANJOS FAMILIARES NO BRASIL

Na introdução de um de seus principais livros sobre a família, Becker (1991) ressalta que a família no mundo ocidental sofreu profundas alterações durante o século XX:

The rapid growth in divorce rates has greatly increased the number of households headed by women and the number of children growing up in households with only one parent. The large increase in labor force participation of married women, including mothers with young children, has reduced the contact between children and their mothers and contributed to the conflict between the sexes in employment as well as in marriage. The rapid decline in birth rates has reduced family size and helped cause the increased rates of divorce and labor force participation of married women. (BECKER, 1991, p.1)¹

De forma similar às mudanças descritas por Becker (1991), no Brasil os arranjos familiares também têm se alterado desde meados do século XX como reflexo das mudanças econômicas (maior participação das mulheres e filhos na geração da renda familiar), socioculturais (redefinição nos padrões de hierarquia e sociabilidade entre seus membros) e demográficas (declínio da mortalidade com uma acentuada queda da fecundidade) (CIOFFI, 1998).

Em estudo que compara as tendências demográficas entre o período de 1940 e 2000, IBGE (2007) apresenta que as famílias tradicionais compostas por pais e filhos diminuíram de volume, ao passo que novos arranjos familiares se desenvolveram.

Seguindo essa tendência de redução da família tradicional no Brasil e aumento de novas configurações familiares apontadas por IBGE (2007), a família tradicional constituída por casal com filhos passou de 58,9% no Censo de 1970 para 43,4% das famílias no Censo de 2010, deixando de ser a maioria. Em 2010, o segundo maior tipo

¹ O rápido crescimento das taxas de divórcio aumentou consideravelmente o número de famílias chefiadas por mulheres e o número de crianças que crescem em lares com apenas um dos pais. O grande aumento na participação das mulheres casadas no mercado de trabalho, incluindo mães com crianças pequenas, reduziu o contato entre as crianças e suas mães e contribuiu para o conflito entre os sexos no mercado de trabalho, bem como no casamento. O rápido declínio nas taxas de fecundidade reduziu o tamanho da família e contribuiu para o aumento das taxas de divórcio e aumento da participação das mulheres casadas no mercado de trabalho. (BECKER, 1991, p.1, tradução do autor)

de domicílio era o de casal sem filhos, o qual passou de 10,4% em 1970 para 15,6% em 2010, seguido por domicílios unipessoais e domicílios monoparentais femininos com filhos.

Para Medeiros e Osório (2002) essa maior incidência em 2010 de domicílios de menor tamanho, como os unipessoais, monoparentais e de casais sem filhos, pode ser atribuída, principalmente, as seguintes razões: envelhecimento populacional, aumento das separações e dos divórcios e redução da fecundidade.

Sobre o aumento expressivo dos domicílios unipessoais, Nascimento (2006) cita como principais fatores o aumento da esperança de vida, o crescimento das separações conjugais e o intenso processo de urbanização. Com base no Censo de 2010, cerca de 88% dos domicílios unipessoais estão em regiões urbanas e 21% são constituídos por pessoas com 70 anos ou mais.

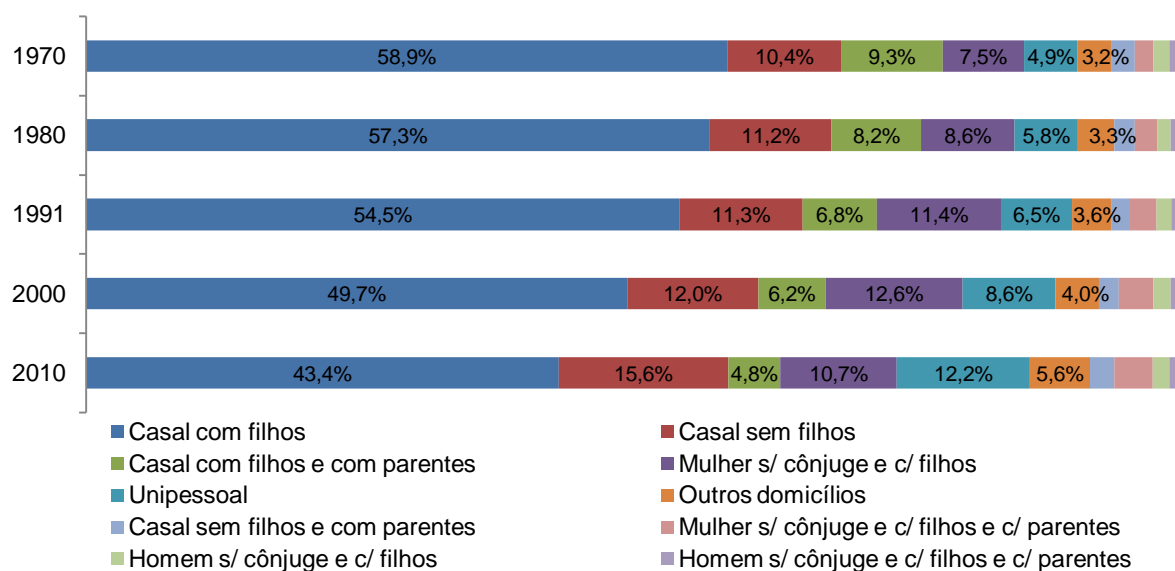


GRÁFICO 1 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS ARRANJOS DOMICILIARES – BRASIL
 FONTE: IBGE, CENSO DEMOGRÁFICO 1970/1980/1991/2000/2010
 Elaboração própria

Considerando apenas os domicílios brasileiros com mais de um morador, a família tradicional constituída por casal com filhos passou de 61,9% no Censo de 1970 para 49,4% das famílias no Censo de 2010, deixando de ser a maioria. Em 2010, o

segundo maior tipo de arranjo familiar era o de casal sem filhos, o qual passou de 11% em 1970 para 17,7% em 2010.

Excluindo os arranjos familiares sem filhos, as famílias monoparentais femininas são o segundo maior tipo de arranjo familiar no Censo 2010, com 12,2%, contra 7,9% em 1970, enquanto as famílias monoparentais masculinas passaram de 1,5% em 1970 para 1,8% em 2010. O aumento das famílias monoparentais femininas e a pouca variação das famílias monoparentais masculinas está relacionado com o aumento do número de divórcios e com a determinação preferencial da guarda dos filhos às mulheres (BARROS, 2001).

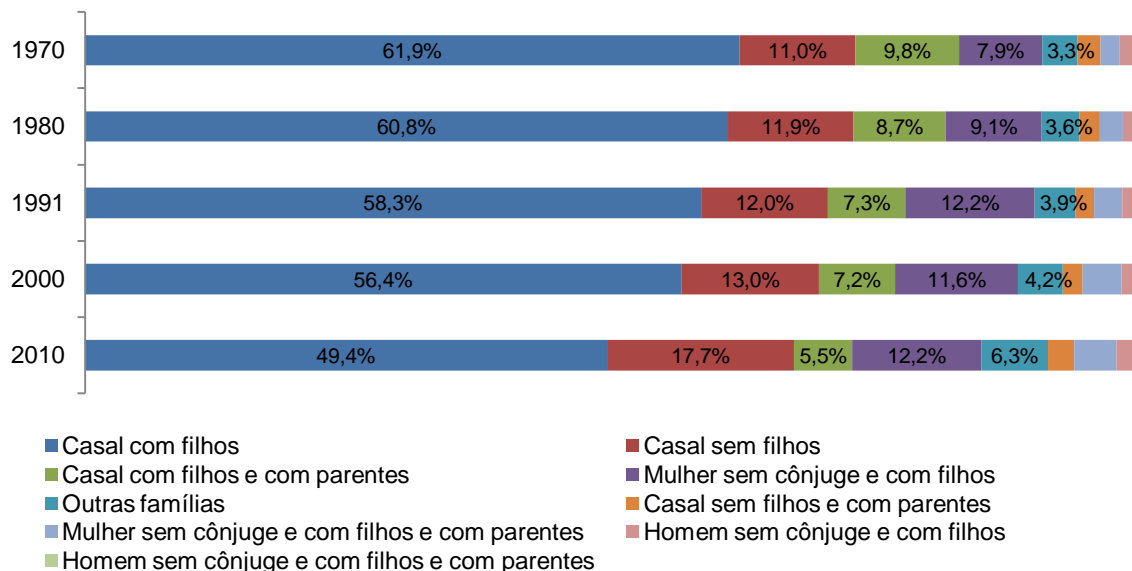


GRÁFICO 2 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DAS FAMÍLIAS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL

FONTE: IBGE, CENSO DEMOGRÁFICO 1970/1980/1991/2000/2010

Elaboração própria

As alterações na família brasileira nas últimas décadas não se refletem apenas nos arranjos familiares, também é possível identificar alteração no indivíduo apontado como responsável pela família.

Somente a partir do Censo Brasileiro de 1980 é que o IBGE reconheceu em suas pesquisas que “a chefia do domicílio ou da família pode ser desempenhada tanto por pessoas do sexo masculino quanto do feminino” (NASCIMENTO, 2006), de modo que essa informação não está disponível de forma clara para as pesquisas anteriores a

essa data. A partir do Censo de 2000, os termos “chefe do domicílio” e “chefe da família” foram substituídos por “responsável pelo domicílio” e “responsável pela família”.

Com base nas informações da PNAD, entre 1981 e 2011, o percentual de mulheres apontadas como responsável pela família aumentou de 16,9% para 37,5% dos domicílios. Para Barros (2001) esse aumento de mulheres responsáveis pelos domicílios no Brasil decorre tanto do aumento de divórcios como da maior expectativa de vida feminina.

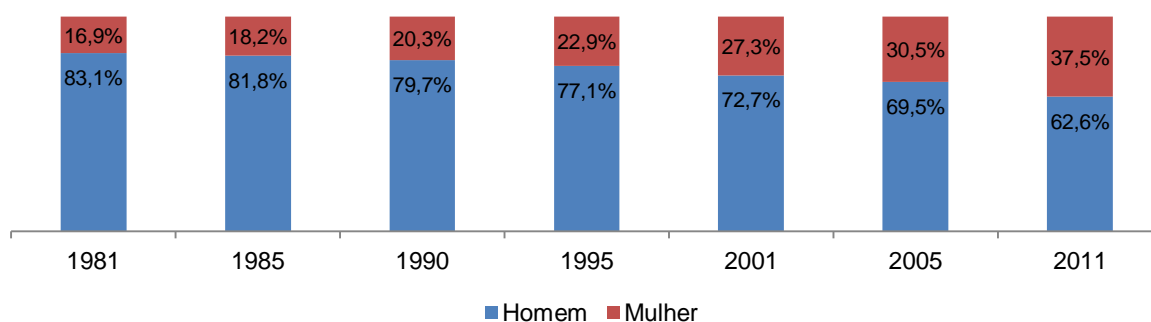


GRÁFICO 3 – DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DAS FAMÍLIAS POR SEXO DO RESPONSÁVEL PELA FAMÍLIA – BRASIL

FONTE: IBGE, PNAD 1981/1985/1990/1995/2001/2005/2011

Elaboração própria

O aumento do percentual de mulheres apontadas como responsável pela família aumentou de forma expressiva no arranjo familiar mais comum, casal com filhos. Com base nas informações da PNAD 1992 e 2011, “a proporção de arranjos do tipo casal com e sem filhos chefiados por mulher passou de 0,8% em 1992 para 12,1% em 2011” (IPEA, 2012, p.17).

Barros et al. (1997) apresentam que, tanto em países desenvolvidos como em países em desenvolvimento, as famílias cujo responsável é feminino possuem características demográficas, sociológicas e microeconômicas diferentes das famílias com responsável masculino, fato este importante para o desenho de políticas públicas.

Além do sexo do responsável pela família, o arranjo familiar também é importante para o desenho de políticas públicas visto que, conforme apresenta Carvalho e Alves (2010), “a composição dos arranjos pode influenciar no uso do tempo e dos recursos monetários entre os moradores: cuidados com crianças e idosos, tarefas

domésticas, recursos para consumo e poupança, entre outros”, o que afeta diretamente os padrões de gastos de cada unidade familiar.

Tomando como base a importância das questões demográficas para o desenho de políticas públicas apresentadas em Barros et al. (1997) e em Carvalho e Alves (2010), analisar se os gastos com educação dos filhos ocorrem de forma diferente de acordo com o arranjo familiar e o sexo do responsável pela família se mostra importante não só para comparar as decisões nos diversos arranjos familiares, mas como evidências de que as políticas públicas destinadas à educação devem levar em consideração as diferentes composições demográficas dos arranjos familiares.

3 ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS

Com o desenvolvimento das bases de dados microeconômicas, as famílias têm se mostrado como uma unidade fundamental nas tomadas de decisões econômicas, sendo que uma das mais importantes decisões tomadas no nível familiar diz respeito à formação de capital humano das crianças e dos adultos (STRAUSS; THOMAS, 1995).

Conforme ressalta Mincer e Polachek (1974), uma das principais funções da família como uma instituição social é fomentar a formação de capital humano das crianças. O nível ótimo de recursos para formação de capital humano destinado para cada membro da família depende não só das capacidades financeiras da família no momento da decisão, mas sim da perspectiva futura da utilização do capital humano que será acumulado.

Ignorando em um primeiro momento a decisão de alocação de recursos entre os filhos as quais levam em consideração as taxas de retornos dos investimentos, para Becker (1991) a decisão familiar do quanto alocar de seus recursos disponíveis em capital humano dos filhos depende, principalmente, das características do processo de tomada de decisão familiar, das preferências familiares, do número de filhos e da restrição orçamentária com a qual a família se depara, de modo que os custos totais com educação participam do orçamento familiar como uma despesa qualquer, similar às despesas com alimentação, com moradia, e outras.

Para Checchi (2005), tratar os gastos com educação da mesma forma que os gastos com demais mercadorias não parece ser a melhor alternativa já que os recursos destinados à educação trazem retornos futuros. Por fornecer retornos futuros, os recursos destinados à educação devem ser tratados como investimentos pelos quais as oportunidades presentes de uso dos recursos são renunciadas em troca de melhores perspectivas de rendas futuras.

Porém, antes de avaliar como os investimentos em educação dos filhos ocorrem e se tais investimentos ocorrem de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares no Brasil, cabe examinar os diferentes modelos de processo de alocação

intrafamiliar de recursos e os efeitos das preferências e das restrições familiares, além dos possíveis efeitos da composição demográfica familiar.

3.1 MODELOS ECONÔMICOS DE ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS

Exceto pela teoria Malthusiana sobre mudança populacional, os economistas não se importaram em estudar as famílias até meados de 1950. A teoria tradicional do comportamento doméstico assume que cada família é composta apenas por um único membro, não considerando a possibilidade de cooperação e conflito entre os membros da família, de forma que o processo de decisão familiar é tratado como se este fosse similar ao processo de decisão do consumidor individual neoclássico. (BECKER, 1991)

O modelo básico sobre a formação das famílias foi originalmente desenvolvido por Becker (1973), no qual as famílias são formadas por dois motivos principais: produzir bens não disponíveis para compra no mercado, como, por exemplo, crianças, e explorar os ganhos das vantagens comparativas existentes pelas diferenças individuais das pessoas na produção de certos bens (HADDAD et al., 1994).

Para a teoria neoclássica, a tomada de decisão dos agentes se baseia, entre outros pressupostos, na maximização de sua função utilidade. Com base no modelo neoclássico do consumidor individual, Gorman (1953), Samuelson (1956) e Becker (1974, 1991) desenvolveram as primeiras teorias de processo de decisão familiar e alocação intrafamiliar de recursos, centrados na maximização de uma única função de utilidade familiar (BERGSTROM, 1997).

Para Gorman (1953 apud BERGSTROM, 1997) cada membro da família possui sua própria renda e a quantidade de bens consumida por cada um depende dos preços dos bens e da renda total da família, de modo que a distribuição da renda entre os membros da família não importa. Como o consumo da família depende apenas dos preços dos bens e da renda total familiar, simplifica a demanda familiar como um problema de maximização de utilidade de um consumidor único.

Já para Samuelson (1956), as preferências dos membros da família estão unidas por um consenso entre eles, formando a "função de bem-estar social". Essa "função de bem-estar social" leva em consideração os níveis de consumo de cada um dos membros, de modo que o processo de decisão familiar maximiza essa função de bem-estar comum (BERGSTROM, 1997). Para Haddad et al. (1994), a principal limitação desse modelo proposto por Samuelson (1956) está em não explicar como o consenso seria atingido dentro da família.

Becker (1974, 1991) apresenta uma situação diferente das propostas por Gorman (1953) e por Samuelson (1956) em que a família toma suas decisões como se fosse um único agente maximizador de utilidade (BERGSTROM, 1997). Para Becker (1974, 1991), as decisões familiares sobre a alocação de recursos são tomadas por um único membro da família de forma ditatorial em nome de todos os membros.

Por mais que as teorias de Gorman (1953), Samuelson (1956) e Becker (1974, 1991) apresentem diferenças importantes entre si, todas consideram a existência de uma única função de utilidade familiar. Para analisar como o processo de decisão intrafamiliar ocorre quando existe apenas uma única função de utilidade familiar, HADDAD et al. (1997) apresentam primeiramente o caso mais simples no qual a família é constituída por um único membro. Nesse caso, o problema da família é maximizar sua função utilidade, U , sujeita a restrição orçamentária:

$$\max U = U(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1)$$

$$\text{sujeito à } \sum p_i x_i = Y \quad (2)$$

onde n é o número de bens consumidos, p_i é o preço do i -ésimo bem x_i no mercado e Y é a renda monetária.

Nessa situação simplificada, a decisão familiar ocorre da mesma forma que a decisão dos consumidores individuais neoclássicos, tal que a demanda pelos bens é negativamente relacionada ao preço (HADDAD et al., 1997).

Generalizando o problema da família de forma análoga para o caso com famílias formadas por mais de um indivíduo e mantendo o pressuposto de que a

preferência familiar é única, HADDAD et al. (1997) apresentam que a função de utilidade familiar não se altera, porém a restrição orçamentária passa a ser dada pelo somatório das rendas dos membros da família, também conhecida como renda agregada familiar. O problema de maximização da família com mais de um membro e com preferência única é dado por:

$$U = U(x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1n}, \dots, x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2n}, \dots, x_{Mn}) \quad (3)$$

$$\text{sujeito à } \sum p_i x_i = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_M \quad (4)$$

onde M é o número de membros da família.

Fernandes e Scorzaface (2009) apresentam que, na literatura de Economia da Família, a existência de renda agregada familiar é denominada como “hipótese de renda conjunta” (*income pooling hypothesis*). Nessa situação, todos os recursos da família (capital, trabalho, terra e rendas diversas) são agrupados de modo que as decisões de consumo familiar não leva em consideração como a renda está distribuída entre os membros familiares, apenas considera o valor do somatório dos recursos. Assim, os recursos da família podem ser agregados em Y_F (sendo $Y_F = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_M$).

Em todos os modelos apresentados acima se pressupõe a existência de uma única preferência familiar, de tal forma que esses modelos são conhecidos por modelos unitários e/ou por modelos de preferências comuns. Se a restrição de existência de uma única preferência familiar imposta pelos modelos unitários for válida, é possível identificar as preferências familiares a partir de um sistema de demanda familiar, de forma que se torna possível analisar os efeitos de políticas econômicas no bem-estar e no comportamento familiar. Porém, se os membros da família possuem preferências diferentes, tais preferências devem ser consideradas para a avaliação do bem-estar total do agregado familiar. (CHIAPPORI; DONNI, 2009)

A principal vantagem dos modelos unitários está em produzir restrições testáveis sobre o comportamento das famílias tal que é possível realizar testes empíricos rigorosos a cerca das hipóteses subjacentes. Contudo, os modelos unitários

não levam em consideração a possibilidade de cooperação e de conflitos entre os agentes da família, de forma que são restritivos demais para analisar questões como desigualdade intrafamiliar, políticas econômicas com foco em apenas alguns membros da família e processo de formação e dissolução de famílias (CHIAPPORI; DONNI, 2009).

Visto que os modelos unitários não aparentam ser suficientes para explicar questões familiares quando existem funções de utilidade diferentes para os membros de uma família, Chiappori e Donni (2009) citam dois grupos de modelos não unitários desenvolvidos como alternativa aos unitários: modelos não cooperativos; e modelos cooperativos.

De forma resumida, os modelos não unitários não requerem a existência de uma função de utilidade familiar unificada, permitindo que as funções familiares dependam dos preços, das rendas e dos gostos individuais de cada membro da família (HADDAD et al., 1994).

Em situações não cooperativas, cada membro da família maximiza sua própria função utilidade, sujeita a sua própria restrição orçamentária, considerando as ações dos demais membros da família como dadas. Como em jogos não cooperativos os resultados encontrados não são Pareto eficiente, é possível aumentar o bem-estar de um membro familiar sem diminuir o bem-estar de outro. (CHIAPPORI; DONNI, 2009)

Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) apresentam como alternativa ao modelo unitário um modelo baseado no conceito de Barganha de Nash de Teoria dos Jogos, nos quais os indivíduos formam e se mantêm em famílias quando é mais benéfico do que permanecerem sozinhos. Ambos os modelos partem de uma família com apenas dois membros, um homem e uma mulher casados entre si, cujo problema familiar é maximizar a utilidade sujeita à restrição orçamentária formada pelo somatório das rendas individuais. Como o caso citado é de um casamento, em ambos os modelos os autores assumem que tal situação de barganha pode ser caracterizada como um jogo cooperativo entre duas pessoas de soma não zero. Além disso, por se tratar de um jogo em um casamento, Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) pressupõem que os jogadores devem conhecer tão bem seus oponentes que

mesmo que as preferências de cada jogador não sejam plenamente conhecidas, os agentes conseguem inferi-las com bastante precisão.

Em situações em que pelo menos um dos membros da família não coopera com os demais, o resultado não cooperativo é conhecido por *threat point* e corresponde ao nível máximo de utilidade alcançada por cada um dos cônjuges caso o equilíbrio cooperativo não ocorra, ou seja, o *threat point* corresponde ao nível potencial de utilidade obtido ao não ser casado. O bem-estar dos cônjuges no equilíbrio cooperativo depende, portanto, não só dos preços das mercadorias e da renda familiar, mas também do valor de *threat point* de cada indivíduo.

O valor de *threat point* de cada indivíduo é dado por:

$$V_i(y_i, w_i, c_i, m_i) \quad (5)$$

onde y_i é a renda do membro i após o divórcio, w_i é o salário do membro i , c_i é a proporção dos custos de divórcio que o membro i teria que pagar e m_i são as oportunidades futuras de casamento do membro i .

O problema de maximização pode ser escrito como:

$$\max_{x^A, x^B, X} (U_A(x^A, x^B, X) - V_A) \cdot (U_B(x^A, x^B, X) - V_B) \quad (6)$$

$$\text{sujeito à } y = p(x^A, x^B) + PX \quad (7)$$

$$\text{com } y = y^A + y^B \quad (8)$$

onde x^A e x^B correspondem ao conjunto de bens privados, com $x^A = (x_1^A, \dots, x_n^A)$ e $x^B = (x_1^B, \dots, x_n^B)$, X corresponde ao conjunto de bens públicos, com $X = (X_1, \dots, X_N)$, p corresponde ao preço dos bens privados e P ao preço dos bens públicos.

Para Chiappori (1988), o conceito de barganha proposto pelos modelos não unitários cooperativos de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) é muito restritivo para as situações reais familiares. Como alternativa, Chiappori (1988) propõe

um modelo no qual as famílias são formadas por indivíduos com preferências próprias e distintas entre si, e a função de bem-estar familiar é uma soma ponderada das funções de utilidade privada de cada membro da família. Esse modelo é conhecido como modelo de racionalidade coletiva (*collective model*).

Conforme apresenta Browning e Chiappori (1998 apud BROWNING et al., 2006) em um caso simplificado de uma família constituída apenas por um casal, tem-se o seguinte problema de maximização:

$$\max_{x^A, x^B, X} \mu(y, p, P, s) \cdot U_A(x^A, x^B, X) + (1 - \mu(y, p, P, s)) \cdot U_B(x^A, x^B, X) \quad (9)$$

$$\text{sujeito à } y = p(x^A, x^B) + PX \quad (7)$$

$$\text{com } y = y^A + y^B \quad (8)$$

O elemento $\mu(y, p, P, s)$ da função de maximização pode ser interpretado como um índice de distribuição de poder dentro da família, com $\mu(y, p, P, s) \in [0, 1]$, o qual contém a renda familiar e os preços privados e públicos, além da variável $s = (s_1, \dots, s_j)$ que corresponde aos diversos fatores que impactam o poder do membro na família. No problema de maximização acima apresentado, se $\mu = 0$ o membro A não possui poder de decisão no processo de alocação intrafamiliar e o membro B impõe suas preferências de forma ditatorial; se $\mu = 1$, a análise é ao contrário (BROWNING et al., 2006).

Em resumo, no modelo de racionalidade coletiva o processo de decisão intrafamiliar sobre a alocação dos recursos ocorre por meio da maximização da utilidade de cada membro da família, respeitando um nível mínimo de utilidade dos demais membros e sujeito à restrição orçamentária familiar. O peso atribuído a cada função de utilidade corresponde à capacidade de cada cônjuge de interferir no processo decisório familiar e os resultados encontrados são Pareto eficiente, não importando a forma pela qual os agentes interagem, uma vez que se trata de uma situação de jogos repetitivos.

3.1.1 Renda familiar no processo de alocação intrafamiliar de recursos

Independentemente da forma como as decisões intrafamiliares ocorrem, se de forma unitária ou de forma não unitária, as restrições pelas quais as famílias se deparam durante o processo de decisão são importantes. Em todos os modelos de alocação intrafamiliar de recursos, a renda familiar, seja de forma conjunta ou de forma individual para cada membro, participa como variável no processo de decisão, de modo que a renda familiar é um importante elemento para a determinação dos gastos familiares. (SHAPIRO; TAMBASHE, 2001).

No que concerne os gastos familiares com educação dos filhos, Shapiro e Tambashe (2001) apresentam que educação dos filhos é considerada pelas famílias como um “bem de consumo normal”, de modo que a renda familiar deve estar positivamente relacionada com a demanda por tais gastos. Assim, é de se esperar que famílias com maior disponibilidade de recursos invistam mais em educação de cada um de seus filhos.

Porém, conforme ressalta Becker (1991), os gastos com as crianças não dependem apenas do volume de recursos disponíveis na família, mas sim de diversos fatores como as preferências dos genitores e características naturais dos filhos. Isto posto, famílias com disponibilidade de recursos idênticas provavelmente apresentam diferentes padrões de alocações de recursos.

Os modelos econômicos de alocação intrafamiliar de recursos apresentam diferenças entre si sobre a forma como a renda familiar, independentemente de seu volume, é considerada no processo de decisão intrafamiliar. Nos modelos unitários, a hipótese de renda conjunta é válida enquanto nos modelos não unitários, a hipótese de renda conjunta é descartada.

Conforme apresentado pelas equações 3 e 4, pela hipótese de renda conjunta, todos os recursos da família (capital, trabalho, terra e rendas diversas) são agrupados de modo que as decisões de consumo familiar não leva em consideração como a renda está distribuída entre os membros familiares, apenas considera o valor do somatório

apresentado pela equação 4. Dessa forma, as variações na renda total familiar provocam impactos na demanda familiar enquanto as variações nas frações de renda recebidas por cada membro familiar não influenciam a demanda. (LUNDBERG; POLLAK, 1997)

Além de avaliar se as decisões de consumo familiar são tomadas com base no somatório da renda da família ou de forma não agregada, o sexo do responsável pela família pode ser importante para avaliar a alocação intrafamiliar de recursos. Estudos empíricos como os de Thomas (1990), Haddad e Hoddinott (1994) e Phipps e Burton (1998) apresentam evidências de que a distribuição de controle dos recursos dentro da família entre pessoas de sexo diferente altera a composição da demanda familiar e da alocação intrafamiliar de recursos.

Com dados sobre a nutrição brasileira, Thomas (1990) encontrou evidências de que a renda não laboral feminina tem um impacto maior na saúde familiar do que a renda não laboral masculina, sendo que os indicadores de sobrevivência infantil foram quase vinte vezes maiores quando a renda não laboral foi destinada às mulheres. Para Thomas (1990), tal resultado indica que a hipótese de renda conjunta não é válida para o Brasil, de modo que as decisões intrafamiliares seguem modelos do tipo não unitários, e o sexo da pessoa que detém a renda altera o padrão de gastos familiares.

Com o objetivo de avaliar os efeitos da composição de renda familiar nos indicadores antropométricos das crianças na Costa do Marfim, Haddad e Hoddinott (1994) aplicam um modelo de escolha intrafamiliar não cooperativo com barganha, sendo que a escolha desse modelo foi justificada uma vez que os dados que tinham não permitiam a derivação da estrutura de poder existente entre os membros da família, a qual permitiria a utilização de um modelo de racionalidade coletiva. Com o uso das variáveis dependentes “altura por idade” e “peso por altura” e aplicando a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Haddad e Hoddinott (1994) encontraram coeficientes estatisticamente significativos de que aumentos da renda feminina estão relacionados com melhores indicadores de altura por idade para os meninos em comparação com as meninas.

Buscando identificar diferentes preferências entre os sexos e testar a hipótese de renda conjunta, Phipps e Burton (1998) utilizam dados de 1992 de casais

canadenses que trabalham período integral para estimar Curvas de Engel para diversas categorias de consumo familiar a fim de verificar se uma unidade monetária a mais de renda masculina é gasta da mesma forma que uma unidade monetária de renda feminina. Para os investimentos nos filhos, Phipps e Burton (1998) encontraram que tais investimentos só aumentam quando a renda feminina aumenta, encontrando, assim, indícios de que as mulheres são mais propensas a investir em seus filhos do que os homens.

Para Becker (1991), os diferentes padrões de gastos relacionados ao sexo da pessoa que controla a renda ocorrem em consequência das diferenças existentes entre as preferências femininas e masculinas, as quais surgem por motivos biológicos, uma vez que a natureza feminina possui maior comprometimento com o bem-estar de seus filhos e boas condições do lar do que a natureza masculina.

Porém não só o sexo do responsável pela família é importante para analisar os diferentes padrões de alocação intrafamiliar de recursos. Com base no modelo de racionalidade coletiva descrito em Browning e Chiappori (1998 apud BROWNING et al., 2006), a capacidade de cada membro da família em interferir no processo decisório familiar é um importante elemento do processo, ou seja, em arranjos familiares em que mais de um membro da família possui poder na tomada de decisão, a proporção de poder de cada membro é importante para determinar a alocação final.

Com dados da PNAD de 1992, 1993 e 1995, Rangel (2006) analisa se a extensão do direito a pensão alimentícia para pais não legalmente casados, choque exógeno, alterou o tamanho do poder feminino nas decisões intrafamiliares. Com a aplicação de um modelo de diferenças em diferenças em que o grupo de controle é formado por casais legalmente casados, encontrou evidências de que houve um aumento no poder feminino, o qual beneficiou os gastos com educação dos filhos mais velhos, principalmente se estes são mulheres. Dado que distribuição de poder entre os membros da família só ocorre em situações em que os modelos não unitários de alocação intrafamiliar de recursos são válidos, o estudo de Rangel (2006) fornece evidências de que no Brasil o processo de alocação intrafamiliar se assemelha ao modelo de racionalidade coletiva, descrito nas equações 7, 8 e 9, proposto por Chiappori (1988).

Além do formato de tomada decisão intrafamiliar, do sexo da pessoa responsável pelo domicílio e da estrutura de poder entre os membros da família, o arranjo familiar também é citado em estudos como determinante dos gastos familiares.

A fim de analisar os determinantes de um jovem continuar seus estudos em uma faculdade e dos gastos familiares com educação, com foco nos efeitos do arranjo e na renda familiar, Han et al. (2003) utilizam dados do período de 1991 a 1998 do Taiwan e aplicam modelos Logit e Tobit. No que se refere à renda, encontram indícios de que rendas familiares mais altas correspondem a um número maior de jovens que frequentam a faculdade e de gastos maiores com educação dos filhos. Sobre os efeitos do arranjo nessas variáveis, os autores encontraram que crianças em domicílios monoparentais vão menos à faculdade e recebem menos investimentos do que crianças em domicílios com pai e mãe, porém ao controlar pela renda, essas diferenças deixam de ser significativas. Já ao comparar domicílios monoparentais masculinos com domicílios monoparentais femininos, encontram que as crianças de domicílios monoparentais masculinos vão menos à faculdade e recebem menos investimentos educacionais.

Sobre a disponibilidade de renda entre os diferentes arranjos familiares, e com base na ideia de que os gastos familiares com educação estão positivamente relacionados com a renda familiar, Han et al. (2003) ressaltam uma vez que famílias monoparentais costumam ter níveis de renda do domicílio menores do que famílias constituídas por casais, essa menor disponibilidade de recursos familiares deve influenciar de forma negativa o volume de investimentos nos filhos.

3.2 MODELOS DE ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE RECURSOS AOS FILHOS

A decisão do quanto investir em educação em cada um dos filhos é uma decisão familiar e, como qualquer tomada de decisão econômica, depende, principalmente, das preferências dos agentes e das restrições orçamentárias existentes.

Para Becker (1991), os gastos com as crianças são determinados pela renda e preferências dos pais, número de filhos e custo de qualidade de cada criança, sendo este determinado por suas características naturais.

Já para Ginther e Pollak (2004), quaisquer investimentos nos filhos dependem, basicamente, de dois elementos: 1) do processo de alocação intrafamiliar de recursos e 2) da função de produção familiar que relaciona os investimentos nas crianças com os retornos futuros desses investimentos, sendo que a função de produção familiar para os filhos é constituída por insumos subjetivos (amor, atenção, carinho, entre outros) e insumos objetivos (tempo e dinheiro).

Em uma situação simplificada em que o processo de escolha familiar não possui restrições, a família investe em cada filho até que o retorno marginal do investimento se iguale ao custo marginal do mesmo. Porém, as escolhas familiares normalmente se deparam com restrições orçamentárias e a família deve optar como alocar os recursos disponíveis entre as diversas despesas, as quais incluem as despesas com os filhos (GARG; MORDUCH, 1998; MORDUCH, 2000).

O papel da renda familiar no processo de alocação intrafamiliar de recursos já foi apresentado na seção anterior. Sobre a importância das preferências dos pais para a determinação dos gastos com os filhos, Lloyd e Blanc (1996) afirmam que, devido as diferentes preferências entre pessoas de sexos diferentes, é de se esperar que a alocação de recursos seja diferente de acordo com o sexo do responsável pela família. Assim, em estudo com dados de países da África Subsaariana, Lloyd e Blanc (1996) apresentam evidências de que os domicílios com responsáveis feminino gastam uma maior proporção do orçamento familiar em crianças do que domicílios com responsável masculino, inclusive após controlar os dados por elementos socioeconômicos.

De forma similar, Hoddinott et al. (1997) afirmam que a alocação de recursos é diferente de acordo com o sexo do responsável pela família tal que quando o controle da renda é feito por homens, esses gastam uma parcela maior de sua renda em bens para seu consumo pessoal do que as mulheres, enquanto quando o controle da renda é feito por mulheres, essas são mais propensas a comprar produtos para crianças e para consumo doméstico em geral.

Sobre a diferença de alocação de recursos de acordo com o sexo do responsável pela família, Macedo (2008) ressalta que

o que vem se constatando (...) é que, em muitas situações, os rendimentos dos homens são direcionados para dispêndio pessoal (...) e que as mulheres chefes investem a grande maioria do seu ganho (quando não todo) na manutenção do domicílio, o que traz efeitos altamente positivos para fatores como melhoria dos níveis nutricionais, dos cuidados de saúde e de educação dos membros da família. Observe-se, desse modo, que, mesmo com ganhos mais reduzidos que aqueles com chefia masculina, os domicílios comandados por mulheres têm uma maior inversão de rendimentos voltados para o conjunto do grupo doméstico (...). (p.398)

Independentemente do sexo do responsável pelo domicílio, antes de determinar o volume de recursos destinados aos filhos, as famílias devem decidir a quantidade de filhos que irão gerar. Ignorando primeiramente o custo de qualidade de cada criança, cada família decide a quantidade de filhos a partir da maximização da função de utilidade composta pela quantidade de crianças n e a quantidade de outras mercadorias agregadas no vetor X (BECKER; LEWIS, 1973; BECKER, 1991):

$$U = U(n, X) \quad (10a)$$

A função de utilidade familiar é maximizada sujeita à restrição orçamentária da família. Os custos de produzir e de criar crianças são diferentes entre as famílias visto que as funções de tempo e de produção familiar se diferem. Como as crianças são produzidas com bens e serviços disponíveis no mercado a preços π_X e com o tempo dos pais a preço p_n , a restrição orçamentária é dada por:

$$p_n n + \pi_X X = Y \quad (11a)$$

Para Becker (1991) a demanda por filhos depende, portanto, do preço relativo da criança e da renda:

$$\frac{\partial U}{\partial n} / \frac{\partial U}{\partial X} = \frac{p_n}{\pi_X} \quad (12)$$

Cabe ressaltar que se as crianças contribuem para a renda familiar, seja através da realização de tarefas domésticas ou trabalhando no mercado, o custo das crianças é reduzido, aumentando a demanda por filhos.

Incluindo o custo de qualidade da criança na função de utilidade familiar, cada família maximiza sua função composta pela quantidade de crianças n , os gastos em cada criança, chamado de qualidade da criança q , e a quantidade de outras mercadorias x_n (BECKER, 1991):

$$U = U(n, q, x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (10b)$$

Além dos preços dos bens e serviços disponíveis no mercado a preços π_x , a restrição orçamentária contém o custo constante para cada família de uma unidade de qualidade p_c :

$$p_c q n + \pi_x X = Y \quad (11b)$$

A restrição orçamentária descrita na equação 11b é não linear dada a multiplicação de q e n , o que implica no *trade-off* quantidade-qualidade existente na escolha familiar da quantidade de filhos apresentada por Becker (1991). As condições de equilíbrio do processo de decisão da quantidade de filhos por família sujeito à restrição orçamentária são:

$$\begin{cases} \partial U / \partial n = \lambda p_c q \\ \partial U / \partial q = \lambda p_c n \\ \partial U / \partial x = \lambda \pi_x \end{cases} \quad (13)$$

A interação entre quantidade e qualidade é determinada pela substituição entre q e n na função utilidade e é essa interação que explica o porquê, por exemplo, que os

investimentos em educação dos filhos, mesmo não sendo substitutos diretos, dependem diretamente do número de filhos da família (BECKER, 1991).

Marteletto (2002) ressalta que “um menor número de filhos pode implicar um aumento da oportunidade das famílias de oferecerem melhores níveis educacionais para cada um de seus filhos” (p. 160), de modo que os recursos destinados a cada filho diminuem conforme aumenta o número de crianças. Tal fenômeno costuma ser explicado com base nas hipóteses de diluição de recursos (*dilution of resources hypothesis*) e de rivalidade entre irmãos (*siblings’ rivalry*).

Pela hipótese de diluição de recursos, quanto maior o número de filhos, menor a quantidade de tempo e de recursos financeiros investidos em cada filho (BLAKE, 1985 apud MARTELETO, 2002). Já pela hipótese de rivalidade entre irmãos, os filhos:

“disputam” recursos entre si, para que os membros da família maximizem sua utilidade (...). A interação entre quantidade e qualidade de filhos explica por que o nível de educação formal por criança tende a ser menor em famílias com maior número de filhos. Dada a quantidade fixa de recursos familiares, maior número de filhos implica menos recursos destinados a cada criança e, conseqüentemente, menos oportunidades. (MARTELETO, 2002, p. 160 e 161)

Além de depender do número de filhos, os investimentos destinados a cada filho dependem da qualidade de cada criança, a qual é essencial para determinar a taxa de retorno desses investimentos. Conforme apresenta Becker (1991), a taxa de retorno dos investimentos em capital humano dos filhos apresenta retornos decrescentes e depende de diversas características intrínsecas aos mesmos, tais como sexo, cor, habilidades naturais, idade e condições sociais. Assim, mesmo que as crianças possuam os mesmos pais biológicos, suas características pessoais se diferem, permitindo diferentes taxas de retorno sobre os investimentos realizados em capital humano de irmãos.

Visto que o volume a ser investido em capital humano depende tanto da disponibilidade de recursos como da taxa de retorno desses investimentos, a família que possui mais de um filho, ao decidir sobre o volume de investimentos destinados a cada filho, deve lidar com o *trade-off* existente entre eficiência de seus investimentos e equidade entre os filhos. A alocação intrafamiliar de recursos aos filhos só pode ser

simultaneamente igualitária e eficiente se os filhos apresentarem as mesmas taxas de retorno aos investimentos. (GUSTAFSSON; STAFFORD, 1997)

Ao abordar os investimentos destinados aos filhos, Behrman (1997) apresenta o modelo de altruísmo parental (*parental altruism model*) e dois casos especiais derivados desse modelo: modelo de riqueza (*wealth model*) e modelo de ganhos transferíveis separáveis (The separable earnings-transfers (SET) model).

De acordo com Behrman (1997), no modelo de altruísmo parental, o nível de investimentos destinado aos filhos pelas famílias é resultado da maximização de uma função de utilidade que reflete suas preferências com base no nível de consumo dos pais C_p , na renda futura dos filhos Y_n e nas transferências de recursos feitas pelos pais aos filhos T_n , sujeita à restrição orçamentária e à função de produção dos rendimentos de cada filho:

$$U = U(C_p, Y_1, Y_2, \dots, Y_n, T_1, T_2, \dots, T_n) \quad (14)$$

$$Y_n = Y(H_n, G_n) \quad (5)$$

Com base na função de produção dos rendimentos de cada filho, descrita pela equação 15, os rendimentos futuros de cada filho n dependem dos recursos investidos em capital humano em cada filho, H_n , e das características pessoais de cada filho, G_n .

Já no modelo de riqueza, os pais se preocupam com o nível total de riqueza dos filhos, de modo que a renda futura dos filhos Y_n e as transferências de recursos feitas pelos pais aos filhos T_n são agrupadas tal que $Y_n + T_n = W_n$. Preocupados tanto com a eficiência de seus investimentos como com a equidade entre os irmãos, os pais destinam os investimentos em capital humano aos filhos com melhores taxas de retorno e os demais filhos recebem transferências a fim de compensar as diferenças de rendimentos entre os filhos, equalizando a riqueza futura entre os irmãos. (BEHRMAN et al., 1986; BEHRMAN, 1997)

No modelo de ganhos transferíveis separáveis (SET) a renda futura dos filhos e as transferências dos pais para os filhos são separáveis dentro da função de bem-estar dos pais. Nesse caso, se os pais prezam por equidade, a decisão do montante a ser

transferido aos filhos é decidido sem considerar os rendimentos futuros dos filhos, de modo que as transferências são iguais para todos os filhos.

Em resumo, a renda futura dos filhos depende em parte de seus ganhos, reflexo de seu nível de escolaridade, e em parte de presentes e heranças recebidas dos pais. Para decidir o quanto investir em educação dos filhos, os pais comparam a taxa de retorno dos investimentos em capital humano de cada filho com a taxa de retorno de investimentos diversos no mercado. Assim, a solução ótima para os pais é investir na educação de cada um de seus filhos até que a taxa de retorno desses investimentos se iguale a taxa de retorno do mercado e a partir desse ponto, realizar transferências de recursos diretamente aos filhos. Em situações em que irmãos possuem taxas de retorno diferentes em relação aos investimentos em capital humano, volumes diferentes serão investidos em cada um dos filhos. (BEHRMAN et al., 1986; BECKER, 1991)

Porém, se as famílias apresentam restrições orçamentárias tal que não é possível deixar heranças para seus filhos, a escolha entre eficiência e equidade deve ocorrer apenas com base nos investimentos em educação. Se as famílias prezam mais a eficiência do que a equidade, os filhos com expectativa de produzir maiores retornos ao longo da vida recebem investimentos maiores. Já em situações em que as famílias preferem a equidade, os filhos com menor taxa de retorno recebem níveis maiores de investimento do que os filhos com maiores taxas de retorno até os retornos futuros entre os filhos se igualem. (BECKER, 1991)

Dado que as famílias podem discriminar a alocação de recursos entre os filhos no presente, estudos como os de Behrman et al. (1986), Becker (1991), Kingdon (2005) e Haider e McGarry (2012) buscam identificar se essa discriminação apresenta algum tipo de padrão ou não.

Considerando que os rendimentos futuros femininos são menores do que os masculinos em muitas sociedades, Behrman et al. (1986) buscam identificar se para as famílias norte-americanas os investimentos nos filhos apresentam ou não discriminação com base no sexo. Utilizando como base o modelo de ganhos transferíveis separáveis (SET), os autores não encontraram evidências estatisticamente significantes de que os pais favorecem os filhos homens em sua alocação, ao contrário, encontram evidências

de que em algumas situações os pais decidem por alocações igualitárias entre os filhos ou alocações que beneficiam as filhas.

Com dados de países na década de 1960 e 1970, Becker (1991) apresenta que em sociedades mais pobres, os pais tradicionalmente investem mais em educação dos filhos homens do que das filhas mulheres. Para Becker (1991), os volumes diferentes de investimentos destinados aos filhos não ocorrem por uma questão de preferência dos pais, mas sim porque os filhos do sexo masculino apresentam taxas de retorno maiores do que as filhas do sexo feminino.

Kingdon (2005) utilizou dados disponíveis dos domicílios indianos em 1994 e encontrou evidências de que os resultados educacionais, como taxas de escolarização, são significativamente piores para as meninas em comparação com os meninos e que as despesas familiares com a educação de meninas também é significativamente menor do que as despesas familiares com educação dos filhos homens. Por mais que o estudo não explore os motivos que levam as famílias a discriminar os investimentos destinados aos filhos de sexo diferente, Kingdon (2005) ressalta dois possíveis motivos: 1) preferência dos pais por filhos homens ou; 2) diferentes taxas de retorno dos investimentos.

Diferentemente do proposto por Behrman et al. (1986), Becker (1991) e Kingdon (2005), Ejrnæs e Portner (2004) buscaram identificar se a ordem de nascimento altera os resultados educacionais entre irmãos da mesma família. Com dados sobre as famílias da Filipinas, encontraram evidências de que a ordem de nascimento afeta a probabilidade do filho em completar os níveis básicos educacionais e o tempo que o filho dedica às atividades escolares, sendo que os filhos nascidos por último são mais beneficiados do que os filhos nascidos em primeiro, sem que o sexo do filho altere o resultado.

Haider e McGarry (2012) encontraram resultados similares aos de Ejrnæs e Portner (2004), porém com foco nos investimentos familiares com educação superior nos Estados Unidos. Haider e McGarry (2012) também não encontraram evidências de que o sexo do filho altera o volume desses investimentos, porém encontraram evidências de que a ordem de nascimento importa, sendo que os filhos mais velhos recebem menores investimentos dado que quando estes atingem idade para frequentar

o ensino superior, seus pais possuem maiores restrições orçamentárias do que quando os filhos mais novos atingem idade de frequentar o ensino superior.

A existência de viés de gênero na alocação intrafamiliar de recursos no Brasil foi testada, entre outros autores, por Thomas (1994), Emerson e Souza (2002) e Carvalho e Kassouf (2009).

Por meio da estimação de um modelo de mínimos quadrados ordinários com dados dos Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF) de 1974 e de 1986, Thomas (1994) encontrou evidências de que no Brasil os pais e as mães alocam de forma diferente os recursos familiares entre os filhos, sendo que as mães beneficiam as filhas e os pais beneficiam os filhos. Resultados similares foram encontrados para as famílias de Gana e dos Estados Unidos.

Já Emerson e Souza (2002) estimaram um modelo PROBIT com dados da PNAD de 1996 e encontraram evidências de que a renda não laboral tanto do pai como da mãe não altera a probabilidade de frequência escolar das filhas porém altera de forma positiva a probabilidade de frequência escolar dos filhos, o que indica a existência de discriminação de recursos com benefício aos filhos de sexo masculino.

Utilizando os dados da POF 2002-2003, Carvalho e Kassouf (2009) buscaram identificar se a composição de sexo entre os irmãos altera as despesas familiares com educação no Brasil, não encontrando evidências estatisticamente significativas de que os pais no Brasil discriminam os gastos familiares com educação de acordo com o sexo do filho.

4 EDUCAÇÃO NO BRASIL

A educação no Brasil, conforme estipula o artigo 205 da Constituição Federal de 1988, é “direito de todos e dever do Estado e da família, será promovida e incentivada com a colaboração da sociedade, visando ao pleno desenvolvimento da pessoa, seu preparo para o exercício da cidadania e sua qualificação para o trabalho” (BRASIL, 1988).

A ideia de que a educação está diretamente relacionada com o pleno desenvolvimento pessoal e com o preparo das pessoas em exercer a cidadania se relaciona com o proposto por Amartya Sen de que a educação é vista como criadora das capacidades mínimas individuais necessárias, inclusive para a vida em sociedade. Assim, dado que todas as pessoas devem ter acesso a um nível mínimo de educação para sua sobrevivência em sociedade, a educação mínima pode ser considerada como um bem público de modo que a provisão pública compulsória de níveis básicos de educação se justifica. (CHECCHI, 2005)

Being able to read, calculate and process information can be thought of as a functioning necessary for conducting a normal social life (...) In such a case, the public provision of compulsory education is equivalent to the provision of any other public good. Whenever the externalities from individual choices are strong enough, there are good (at least from the economic viewpoint) reasons to ensure a positive production of it. (...) This may offer a rationale for the widespread diffusion of some compulsory and freely provided education in all modern states since the French Revolution. However, the nature of public goods requires there to be free access (...) but not necessarily compulsory attendance. One possible explanation for this may come from the difference existing between those who decide (the parents) and those who obtain the benefits of the decision (the children). In addition, in many countries where poverty is endemic and child labor is not prohibited, children are a significant source of income for poor families. In such cases, society will aim to protect children from ‘wrong’ choices by their parents. (CHECCHI, 2005, p.15-16)²

² Ser capaz de ler, calcular e processar informações pode ser visto como atividades necessárias para a realização de uma vida social normal. (...) Assim, a provisão pública de ensino obrigatório é equivalente à prestação de qualquer outro bem público. Sempre que as externalidades das decisões individuais são fortes, existem (pelo menos do ponto de vista econômico) razões para garantir a produção da mesma. (...) Essa pode ser a base racional existente na difusão generalizada de ensinos obrigatórios e gratuitos em alguns países desde a Revolução Francesa. Entretanto, a natureza dos bens públicos exige o acesso gratuito (...), mas não necessariamente o comparecimento obrigatório. Uma possível explicação para isso ocorre pela diferença existente entre os que decidem (os pais) e aqueles que obtêm os benefícios da

Sobre a decisão familiar de matricular as crianças na escola e o conflito existente entre quem decide e quem se beneficia do acesso à escola, Lloyd e Blanc (1996) ressaltam que:

Even when schools are accessible and affordable, families have to see a net advantage to themselves and to their children from forgoing children's full-time participation in domestic and economic activities, and they must possess the means to finance their children's education if they are to willingly enroll them in school and keep them there as they approach adolescence. Even when the rate of return to primary school investment is high from the point of view of society as a whole, it may be much lower or even negative from the family's point of view. This is because the family reaps only a certain portion of the total benefits that flow from schooling, while often paying a significant share of the costs.³ (p.267).

No Brasil, a Constituição Federal de 1988 estabeleceu que apenas o ensino fundamental é obrigatório e com direito universal à gratuidade para as pessoas a partir dos 7 anos de idade. Com o objetivo de expandir a obrigatoriedade do ensino no Brasil, em 11 de novembro de 2009 foi aprovada a Emenda Constitucional nº59 a qual estipula no Artigo 208 “educação básica obrigatória e gratuita dos 4 (quatro) aos 17 (dezesete) anos de idade” (BRASIL, 2009) sendo que essa medida deverá ser implementada progressivamente até 2016.

Visto que a obrigatoriedade do ensino para as pessoas entre 4 e 17 anos estipulada pela Emenda Constitucional nº59 de 2009 ainda não está implantada completamente no Brasil, considera-se nesse trabalho apenas o estipulado pela Constituição Federal de 1988, ou seja, que o ensino é obrigatório no Brasil apenas a partir dos 7 anos de idade.

decisão (as crianças). Além disso, em muitos países onde a pobreza é endêmica e o trabalho infantil não é proibido, as crianças atuam como uma importante fonte de renda para famílias pobres. Nesses casos, a sociedade busca proteger as crianças de escolhas "erradas" de seus pais. (CHECCHI, 2005, p.15-16, tradução do autor)

³ Mesmo quando as escolas são acessíveis, as famílias têm que ver um benefício líquido para si e para os seus filhos de renunciar a participação em tempo integral de crianças em atividades domésticas e econômicas, e elas devem possuir os meios para financiar a educação de seus filhos se elas estão dispostas a inscrevê-los na escola e mantê-los na escola conforme os filhos se aproximam da adolescência. Mesmo quando a taxa de retorno do investimento à escola primária é alta pelo ponto de vista da sociedade como um todo, esta pode ser muito mais baixa, ou até mesmo negativa do ponto de vista da família. Isso ocorre porque a família recebe apenas uma certa parte dos benefícios da escolaridade de seus filhos, apesar de muitas vezes pagarem uma parte significativa dos custos (LLOYD; BLANC, 1996, tradução do autor).

Mesmo após mais de 20 anos de obrigatoriedade do ensino fundamental no Brasil, o analfabetismo ainda não foi erradicado no país. Entre as crianças de 7 a 9 anos, as quais já deveriam estar frequentando a escola obrigatoriamente, a taxa de analfabetismo é de cerca de 16% da população, com maior incidência para os meninos.

Em todas as faixas etárias até 54 anos, as mulheres apresentam menores taxas de analfabetismo do que os homens, sendo que a partir das pessoas com 55 anos essa relação se inverte. Com base nos dados do Censo de 2010 é possível identificar um impacto positivo da obrigatoriedade de ensino estipulada pela Constituição Federal de 1988 com o passar dos anos uma vez que quanto mais nova a população, menor a taxa de analfabetismo, tanto para os homens como para as mulheres.

TABELA 01 – PESSOAS DE 5 ANOS OU MAIS DE IDADE NÃO ALFABETIZADAS POR SEXO – BRASIL

Grupos de idade	Não Alfabetizados		
	Total	Homem	Mulher
5 ou 6 anos	55,1%	56,5%	53,7%
7 a 9 anos	16,6%	18,7%	14,4%
10 a 14 anos	3,9%	5,0%	2,7%
15 a 19 anos	2,2%	2,9%	1,4%
20 a 24 anos	2,8%	3,6%	1,9%
25 a 29 anos	4,0%	5,1%	2,9%
30 a 34 anos	5,9%	7,3%	4,5%
35 a 39 anos	7,4%	8,8%	6,0%
40 a 44 anos	9,3%	10,5%	8,1%
45 a 49 anos	10,5%	11,5%	9,6%
50 a 54 anos	12,3%	12,5%	12,1%
55 a 59 anos	15,7%	15,2%	16,2%
60 a 64 anos	20,4%	19,6%	21,1%
65 a 69 anos	25,2%	24,0%	26,2%
70 a 74 anos	28,0%	26,5%	29,1%
75 a 79 anos	31,0%	29,4%	32,3%
80 anos ou mais	36,6%	35,4%	37,3%

FONTE: IBGE, CENSO DEMOGRÁFICO 2010
Elaboração própria

Além de apresentar menores taxas de analfabetismo, as mulheres brasileiras com mais de 25 anos também apresentam melhores indicadores de escolaridade de acordo com a PNAD 2009: 33,5% das mulheres possuem 11 anos ou mais de estudos enquanto 29,6% dos homens possuem esse mesmo nível educacional. Dos homens, 53% possuem até 7 anos de estudo ao passo que 49,4% das mulheres estão na mesma situação.

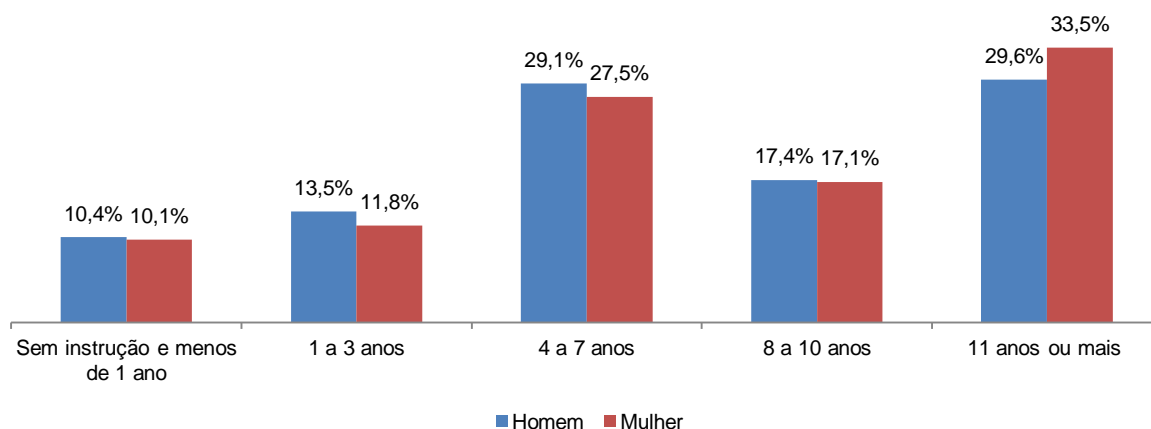


GRÁFICO 4 – PESSOAS DE 10 ANOS OU MAIS DE IDADE POR ANOS DE ESTUDO E SEXO – BRASIL
 FONTE: IBGE, PNAD 2009
 Elaboração própria

De acordo com as informações da POF 2008-2009, por mais que o ensino fundamental seja obrigatório para todos a partir de 7 anos, 4,1% das pessoas entre 7 e 17 anos estavam fora da escola (ou seja, não estão matriculadas ou nunca foram matriculadas) no ano da realização da pesquisa. Se a obrigatoriedade de ensino a partir dos 4 anos já estivesse valendo, o percentual de pessoas fora da escola seria ainda maior: 6,9%.

Independentemente da idade, o percentual de pessoas matriculadas na rede pública é superior ao de pessoas matriculadas na rede privada, sendo que para as crianças com 12 anos, as matrículas na rede pública são mais de oito vezes superiores às matrículas na rede privada. Das pessoas entre 0 e 17 anos, 12,5% frequentam a escola privada, 68,2% frequentam a rede pública e as demais estão fora da escola, enquanto entre as pessoas com 7 a 17 anos, 12,3% estão na rede privada e 83,5% na rede pública.

A maior taxa de matrícula privada ocorre entre as crianças de 4 anos, com 21,2%, e a maior taxa de matrícula pública ocorre aos 12 anos, com 88,5%. A partir dos 12 anos a proporção de pessoas entre 0 e 17 anos que não estão matriculadas mas já frequentaram a escola aumenta gradativamente, ou seja, a taxa de evasão escolar aumenta, atingindo 20,2% aos 17 anos.

TABELA 02 – TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS – BRASIL

IDADE	População	Frequenta escola			
		Privada	Pública	Não mas já frequentou	Nunca frequentou
0	1.895.428	1,3%	1,6%	0,0%	97,1%
1	1.951.879	3,5%	4,5%	0,8%	91,1%
2	1.954.160	7,8%	12,9%	1,5%	77,9%
3	2.279.526	17,0%	25,9%	2,1%	55,0%
4	2.369.299	21,2%	44,5%	1,9%	32,4%
5	2.312.646	20,2%	61,9%	2,3%	15,6%
6	2.497.875	14,7%	78,2%	1,2%	6,0%
7	2.656.119	16,0%	82,4%	0,3%	1,3%
8	2.977.219	15,7%	83,5%	0,2%	0,5%
9	3.071.947	13,9%	84,9%	0,7%	0,5%
10	2.891.162	12,5%	86,5%	0,8%	0,2%
11	2.911.809	12,9%	86,5%	0,4%	0,2%
12	3.160.611	10,2%	88,5%	1,2%	0,1%
13	3.053.980	11,4%	86,3%	1,7%	0,5%
14	3.251.110	11,3%	86,2%	2,3%	0,2%
15	3.071.391	10,5%	84,4%	5,0%	0,2%
16	2.824.082	9,9%	80,2%	9,5%	0,5%
17	2.741.940	11,7%	67,6%	20,2%	0,5%
0 a 17 anos	47.872.186	12,5%	68,2%	3,0%	16,3%
0 a 6 anos	15.260.814	12,9%	35,4%	1,4%	50,3%
4 a 17 anos	39.791.192	13,5%	79,6%	3,4%	3,6%
7 a 17 anos	32.611.372	12,3%	83,5%	3,7%	0,4%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

É importante ressaltar que a taxa de evasão escolar de 20,2% aos 17 anos obtida por meio das informações da POF 2008-2009 não corresponde a real taxa de evasão escolar brasileira do ensino médio por dois principais motivos: não considera as pessoas com mais de 17 anos e não considera a defasagem de idade série frequentada.

Com base nas informações dos Censos Escolares realizados pelo INEP, é possível identificar que o percentual de abandono escolar tem diminuído entre 1999 e 2009 por nível de ensino, com exceção do percentual de abandono do ensino médio em 2004 que subiu em relação ao percentual de 2003 mas voltou a cair nos anos seguintes.

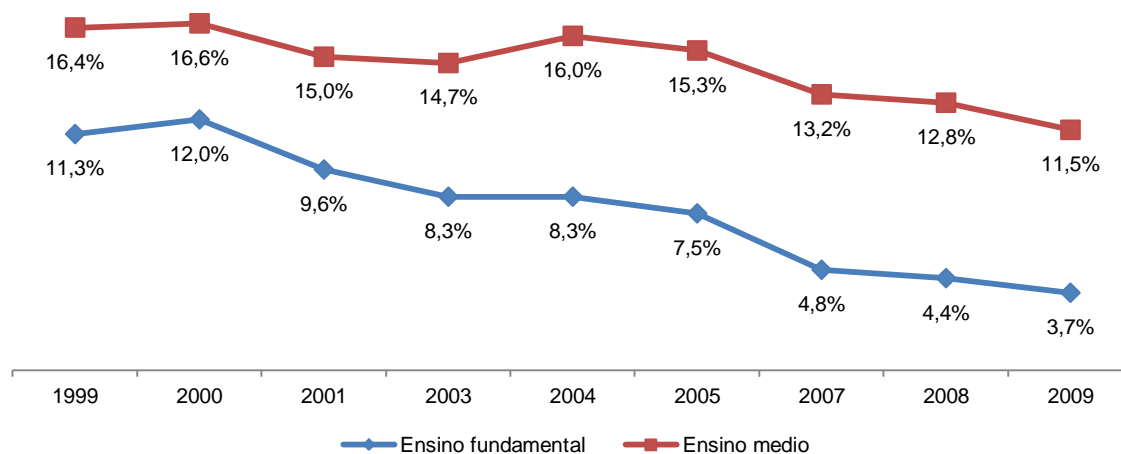


GRÁFICO 5 – PERCENTUAL DE ABANDONO ESCOLAR POR NÍVEL DE ENSINO – BRASIL
 FONTE: MEC/INEP/Censo Escolar 1999/2000/2001/2003/2004/2005/2007/2008/2009
 Elaboração própria

Com relação à defasagem escolar, o percentual de alunos do ensino fundamental e do ensino médio com idade não adequada para a série também diminuiu entre 1999 e 2009, com menor incidência para os alunos que frequentam a primeira etapa do ensino fundamental (entre a 1ª e a 4ª série).

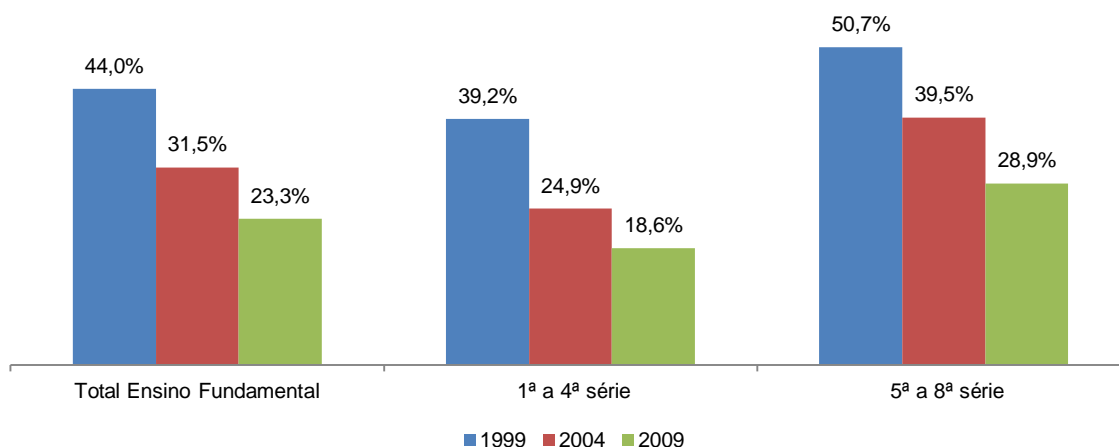


GRÁFICO 6 – PERCENTUAL DE ALUNOS DO ENSINO FUNDAMENTAL COM IDADE NÃO ADEQUADA PARA A SÉRIE POR GRUPO DE SÉRIE DO ENSINO FUNDAMENTAL – BRASIL

FONTE: MEC/INEP/Censo Escolar
Elaboração própria

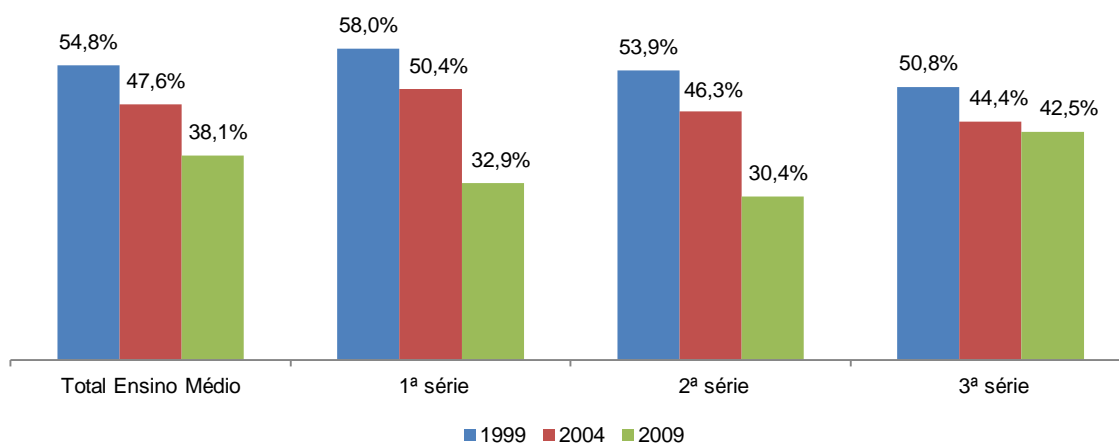


GRÁFICO 7 – PERCENTUAL DE ALUNOS DO ENSINO MÉDIO COM IDADE NÃO ADEQUADA PARA A SÉRIE POR SÉRIE DO ENSINO MÉDIO – BRASIL

FONTE: MEC/INEP/Censo Escolar
Elaboração própria

Remy (2012) ressalta que “a estrutura das famílias determina o estilo de vida, os tipos de gastos familiares e os padrões de consumo” (p.2), portanto é de se esperar que os indicadores escolares sejam diferentes de acordo com o arranjo familiar.

Conforme o esperado, a proporção do tipo de frequência escolar dos filhos entre 0 e 17 anos é diferente de acordo com o arranjo familiar em que a pessoa vive.

Entre todas as famílias com filhos, apenas os filhos criados em arranjos com ambos os pais e cuja pessoa de referência é do sexo masculino possuem taxas maiores de matrícula em escolas privadas do que a média de todas as famílias com filhos. A menor proporção de filhos matriculados em escolas privadas ocorre nas famílias monoparentais masculinas.

Em arranjos monoparentais, a proporção de filhos entre 0 e 17 anos fora da escola é menor do que a proporção média das famílias com filhos, porém é maior do que a média das famílias com filhos entre os filhos entre 7 e 17 anos e entre 10 e 17 anos.

TABELA 03 – TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS POR ARRANJO FAMILIAR - BRASIL

	Idade	Todas famílias c/ filhos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Escola privada	0 a 17	12,5%	12,7%	13,3%	8,4%	12,5%	5,7%	7,6%	9,3%	10,5%
	7 a 17	12,3%	12,0%	13,4%	3,9%	13,0%	3,5%	6,9%	9,0%	10,3%
	10 a 17	11,3%	11,6%	12,4%	3,7%	12,0%	2,8%	6,5%	7,2%	8,9%
Escola pública	0 a 17	68,2%	66,6%	66,2%	73,8%	68,0%	86,6%	80,6%	76,1%	75,7%
	7 a 17	83,5%	82,5%	83,1%	88,5%	83,3%	90,2%	83,7%	84,6%	84,8%
	10 a 17	83,5%	81,4%	83,1%	87,4%	83,4%	88,9%	82,9%	84,9%	85,1%
Não frequenta mas já frequentou	0 a 17	3,0%	3,8%	2,5%	5,5%	2,7%	5,3%	8,0%	5,0%	3,9%
	7 a 17	3,7%	5,1%	3,1%	7,2%	3,3%	6,2%	8,8%	5,7%	4,5%
	10 a 17	4,9%	6,7%	4,2%	8,8%	4,3%	8,3%	10,3%	7,5%	5,6%
Nunca frequentou	0 a 17	16,3%	16,9%	18,0%	12,4%	16,8%	2,5%	3,8%	9,6%	9,9%
	7 a 17	0,4%	0,5%	0,4%	0,4%	0,4%	0,0%	0,6%	0,6%	0,5%
	10 a 17	0,3%	0,3%	0,3%	0,0%	0,3%	0,0%	0,4%	0,4%	0,3%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Se no Brasil o ensino fundamental é obrigatório e tem seu acesso universal e gratuito garantido pela Constituição Federal, por que algumas famílias escolhem matricular seus filhos na rede privada e arcar com tais custos monetários? Para Curi e Menezes-Filho (2010) os principais fatores que atuam na determinação da escolha

familiar entre a rede pública e a rede privada de ensino são a qualidade do ensino oferecido na rede pública e a oferta de vagas na rede pública.

Em estudo sobre as diferenças de qualidade entre as escolas públicas e escolas privadas, França e Gonçalves (2010) encontram com base nos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) de 2003 que entre as escolas do ensino fundamental nível I as escolas privadas apresentam melhor qualidade em relação às públicas em cerca de 0,9 desvios padrão da média de desempenho entre os alunos, porém ressaltam que esse resultado “não é constante em relação a características individuais, escolares e geográficas dos estudantes da quarta-série do ensino fundamental” (p. 384).

Ainda sobre a diferença de qualidade entre as duas redes de ensino, com base no SAEB de 2005, Curi e Menezes-Filho (2010) apresentam que “em todo o Brasil, (...) em geral o desempenho dos alunos da rede pública é 20% inferior ao dos alunos da rede privada em todos os ciclos.” (p.3). Já sobre a oferta de vagas na rede pública, apresentam que quanto maior a oferta de vagas nas escolas públicas, menos estudantes são matriculados na rede privada.

Porém, por mais que a decisão familiar leve em consideração a qualidade do ensino oferecido e a oferta de vagas nas redes, as matrículas em rede privada dependem também da disponibilidade de recursos financeiros suficientes para arcar com os custos do ensino privado, de modo que a renda familiar e os custos das escolas privadas são importantes para a decisão familiar.

Ao comparar os percentuais de matrículas em rede privada por classes de renda per capita familiar, Curi e Menezes-Filho (2010) encontraram que:

Como esperado, a frequência à rede privada de ensino é diretamente relacionada à renda familiar *per capita*. Em 2006, quase 77% dos estudantes da classe A frequentavam escolas privadas, enquanto apenas 3,5% dos alunos das classes D e E eram da rede privada. Destaca-se que entre as classes A e B a diferença é grande, menos de 30% dos estudantes da classe B em 2006 eram da rede privada. (p. 15)

Além de observar os padrões de frequência à escola no Brasil, é importante avaliar os gastos privados com educação. Para o IBGE, os gastos com educação englobam:

Despesas efetuadas com mensalidades e outras despesas escolares com cursos regulares (pré-escolar, fundamental e médio), curso superior de graduação, outros cursos (curso supletivo, informática, cursos de idioma etc.), livros didáticos e revistas técnicas, artigos escolares (mochila escolar, merendeira etc.), despesas com uniforme escolar, matrícula e outras despesas com educação. (IBGE, 2010, p.28).

Assim, uma vez que os gastos com educação listados pelo IBGE vão além dos gastos com mensalidades, mesmo em famílias em que os filhos frequentam a rede pública de ensino é possível que os gastos com educação sejam positivos.

Em relação a todos os gastos familiares em 2008-2009, a proporção dos gastos familiares com educação foram, em média, menores do que a proporção dos gastos em 2002-2003: 4,50% em 2008-2009 e 5,50% em 2002-2003. Para Castro e Vaz (2007), a “baixa participação dos gastos com educação na estrutura de despesa familiar pode ser atribuída à forte participação do setor público na provisão dos serviços de educação.” (p.82)

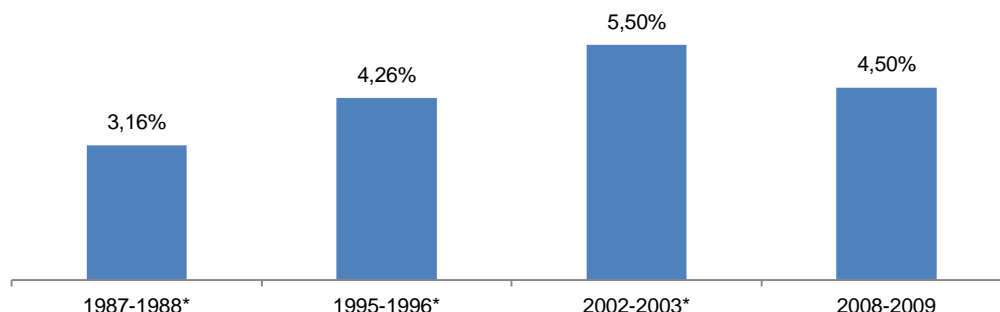


GRÁFICO 8 – PERCENTUAL DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO – BRASIL

FONTES: IBGE, POF 2008/2009 e Castro e Vaz (2007)

*Dados extraídos de Castro e Vaz (2007)

Elaboração própria

A TABELA 04 apresenta as médias, e os desvios-padrão em parênteses, da renda total e da renda per capita dos domicílios por tipo de arranjo familiar, além da proporção das despesas destinadas à educação nos domicílios. Em 2008-2009, o percentual de gastos familiares com educação em relação a seus gastos totais ocorreu de forma diferente entre os arranjos familiares. Se em média as famílias brasileiras

destinaram 4,50% de seus gastos à educação, as famílias que possuem filhos de qualquer idade gastaram uma parcela superior com educação: 5,53%.

Entre todas as famílias com filhos, as famílias sem parentes coabitando no mesmo domicílio cujo responsável é feminino apresentam os maiores percentuais de gastos com educação em relação a seus gastos totais: 5,97% nas famílias compostas por casal e 5,83% nas famílias monoparentais femininas. Por mais que apresentem a maior proporção de gastos com educação, a renda total e a renda per capita dessas famílias não são as maiores entre os arranjos: 4ª e 9ª renda total e 6ª e 3ª renda per capita, respectivamente.

TABELA 04 – RENDIMENTOS E DESPESAS COM EDUCAÇÃO POR ARRANJO FAMILIAR– BRASIL

	Todos	Todas famílias c/ filhos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Renda total (mil)	2,77 (4,07)	2,86 (4,07)	3,14 (3,77)	3,06 (4,36)	2,85 (2,79)	2,93 (4,27)	1,88 (1,78)	3,19 (6,82)	2,31 (2,44)	2,12 (2,98)
Renda per capita (mil)	1,05 (1,89)	0,79 (1,17)	0,62 (0,75)	0,82 (1,19)	0,55 (0,57)	0,76 (1,04)	0,48 (0,47)	1,26 (2,42)	0,60 (0,68)	0,82 (1,29)
Proporção das despesas destinadas à educação no domicílio	4,50%	5,53%	5,60%	5,71%	4,92%	5,97%	3,53%	5,20%	4,44%	5,83%

FONTE: IBGE, POF 2008/2009
Elaboração própria

Independentemente do sexo do responsável pelo domicílio, os arranjos familiares monoparentais destinam uma parcela menor de suas despesas à educação em comparação com os arranjos compostos por casal. A presença de parentes coabitando no mesmo domicílio não aumenta o percentual gasto com educação em relação às demais despesas domiciliares em nenhum dos arranjos familiares.

Ao considerar apenas os gastos familiares com educação destinados aos filhos nos domicílios, a proporção passa de 5,53% para 1,73%, sendo que essa proporção

varia de acordo com o arranjo familiar e com o tipo de escola em que os filhos estão matriculados, com maior proporção nos casos em que os filhos frequentam escola privada. Entre todas as famílias com filhos de qualquer idade, as maiores proporções de gastos com educação dos filhos ocorrem nos domicílios monoparentais sem parentes: 2,65% nas com responsável feminino e 2,53% nas com responsável masculino.

Conforme esperado, a maior proporção de gastos com educação ocorre quando os filhos frequentam a rede privada de ensino, média de 4,84% em todos os domicílios com filhos, sendo que nos domicílios monoparentais sem parentes essa taxa chega a 11,30% nos com responsável masculino e 9,44% nos com responsável feminino.

TABELA 05 – PROPORÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO DOS FILHOS EM RELAÇÃO AOS GASTOS TOTAIS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR E POR TIPO FREQUÊNCIA ESCOLAR – BRASIL

	Todas famílias c/ filhos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
		parentes		parentes		parentes		parentes	
		com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Total	1,73%	2,00%	1,43%	1,67%	1,80%	1,54%	2,53%	2,23%	2,65%
Escola privada	4,84%	5,39%	3,59%	3,17%	4,23%	6,71%	11,30%	8,30%	9,44%
Escola pública	1,27%	1,80%	1,02%	1,51%	1,17%	1,32%	0,51%	1,25%	2,18%
Não frequenta mas já frequentou	1,82%	2,02%	1,58%	1,62%	2,17%	1,46%	3,46%	2,13%	2,63%
Nunca frequentou	0,71%	1,30%	0,36%	1,50%	0,43%	1,57%	0,10%	1,41%	1,54%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Em relação à composição dos gastos familiares com educação⁴, o ordenamento dos tipos de gastos não ocorre de forma diferente entre os diversos arranjos familiares. Independentemente do arranjo familiar, a maior proporção dos gastos com educação

⁴ A classificação completa das despesas com educação está descrita no Anexo 1.

são destinados aos cursos regulares (pré-escola, primeiro grau, segundo grau e terceiro grau). A maior proporção de gastos com cursos regulares ocorre nas famílias monoparentais masculinas sem parentes, 75,6% de todas as despesas educacionais, em seguida pelas famílias compostas por casal com filhos sem parentes com responsável masculino e em seguida com responsável feminino.

TABELA 06 – COMPOSIÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL

	Todas famílias	Todas famílias c/ filhos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Cursos regulares	65,3%	67,2%	61,4%	68,4%	49,7%	67,7%	52,5%	75,6%	63,1%	63,8%
Outros cursos	18,7%	17,5%	22,4%	16,3%	20,9%	18,1%	27,0%	15,1%	19,6%	20,2%
Outros gastos	9,8%	9,2%	9,9%	9,3%	8,9%	7,8%	12,1%	4,2%	11,4%	9,9%
Livros didáticos e revistas técnicas	4,4%	4,2%	5,0%	4,1%	4,1%	4,9%	5,1%	3,0%	4,1%	4,6%
Taxas e contribuições	1,4%	1,5%	0,9%	1,5%	16,0% ⁵	1,1%	1,8%	1,9%	1,0%	1,1%
Artigos escolares	0,4%	0,4%	0,5%	0,4%	0,5%	0,4%	1,6%	0,1%	0,8%	0,4%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

A presença de parentes coabitando no mesmo domicílio reduz a proporção de gastos destinados aos cursos regulares em todos os arranjos familiares, porém aumenta a proporção dos gastos com artigos escolares diversos (cadernos, lápis, borracha, pastas, etc).

⁵ Nesse caso parece haver um erro de preenchimento de formulários por parte das famílias já que as mesmas parecem ter incluído as despesas com cursos regulares como despesas de “matrícula” (incluída no grupo taxas e contribuições). Somando para todos os arranjos os percentuais de “cursos regulares” e de “taxas e contribuições” a proporção se mantém similar.

Conforme apresentado, os indicadores de educação no Brasil apresentam diferenças entre os arranjos familiares, o que pode indicar que as decisões de investimentos em educação dos filhos são realizadas de forma distinta entre os diferentes arranjos familiares, inclusive após controlar as informações por características familiares e pessoais como renda domiciliar, localização geográfica, idade, sexo e nível de ensino frequentado⁶. A fim de testar tal hipótese, serão utilizados os dados da POF 2008-2009 por meio de um modelo de escolha binária *logit* e de um modelo de seleção de Heckman apresentados com maiores detalhes na próxima seção.

⁶ A estratégia empírica é apresentada com maiores detalhes na seção 5.3.

5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

5.1 BASE DE DADOS: A POF 2008-2009

Para avaliar se a escolha de matricular os filhos em escola pública ou privada e o volume gasto em educação dos filhos é diferente em diferentes arranjos familiares, foram utilizados os dados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares).

A POF é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com o objetivo de: “disponibilizar informações sobre a composição orçamentária doméstica e sobre as condições de vida da população, incluindo a percepção subjetiva da qualidade de vida, bem como gerar bases de dados e estudos sobre o perfil nutricional da população.” (IBGE, 2010, p.15)

A POF 2008-2009 foi realizada no Brasil em áreas urbanas e rurais entre maio de 2008 e maio de 2009, de modo que as alterações no orçamento familiar que podem ocorrer no decorrer do ano são contempladas (IBGE, 2010).

A unidade amostral da POF é o domicílio, caracterizado por:

moradia estruturalmente separada e independente, constituída por um ou mais cômodos, sendo que as condições de separação e independência de acesso devem ser satisfeitas. A condição de separação é atendida quando o local de moradia é limitado por paredes, muros, cercas e outros, quando é coberto por um teto e permite que seus moradores se isolem, arcando com parte ou todas as suas despesas de alimentação ou moradia. A independência é atendida quando o local de moradia tem acesso direto, permitindo que seus moradores possam entrar e sair sem passar por local de moradia de outras pessoas. (IBGE, 2010, p.21).

Em cada domicílio a POF identifica a unidade de consumo definida por “um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia” (IBGE, 2010, p.19). Na maioria da amostra da POF a unidade de consumo é equivalente ao conceito de família

adotado pelo IBGE⁷, de modo que unidade de consumo e família são usados como equivalentes pela POF.

Uma vez que “cada domicílio pertencente à amostra da POF representa um determinado número de domicílios particulares permanentes⁸ da população (universo) de onde esta amostra foi selecionada” (IBGE, 2010, p.38), é necessário aplicar uma expansão amostral as informações obtidas pela POF 2008-2009. Dessa forma, todos os resultados apresentados neste trabalho já estão ajustados pela expansão amostral indicada pelo IBGE.

A pessoa de referência do domicílio é identificada pela POF pelos seguintes critérios:

pessoa responsável por uma das seguintes despesas: aluguel, prestação do imóvel ou outras despesas de habitação (condomínio, imposto predial, serviços, taxa, etc.). No caso em que nenhum morador satisfaz a pelo menos uma das condições acima, a pessoa de referência foi aquela assim considerada pelos moradores da unidade de consumo. Se mais de uma pessoa foi identificada pelos moradores, estabeleceu-se a idade mais alta como critério de escolha. (IBGE, 2010, p.23).

Além da pessoa de referência, os demais moradores do domicílio são classificados em: cônjuge, filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico. Uma vez que o tipo de parentesco com a pessoa de referência no caso em que o morador é classificado como “outro parente” não é discriminado pela POF, não é possível identificar as famílias em que a criança do domicílio seja neto(a) da pessoa de referência.

Para identificar os moradores e suas características pessoais são utilizadas as informações disponíveis pelo questionário de “Características do Domicílio e dos Moradores” (POF 1), do qual também se obtém as informações sobre escolaridade (anos de escolaridade, se frequenta ou não a escola no momento da pesquisa e tipo da escola frequentada – pública ou privada).

⁷ Para o IBGE família “refere-se às pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita ao consumo ou despesas” (IBGE, 2010, p.19).

⁸ Para o IBGE (2010, p.22), o conceito de domicílio particular permanente está ligado à habitação de uma ou mais pessoas, ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sendo todo ou parte destinado exclusivamente à moradia.

As despesas com educação são extraídas das informações do quadro 49 do “Questionário de Aquisição Individual” (POF 4) e o somatório das despesas do domicílio é obtido por meio do somatório de todas as despesas informadas nos “Questionário de Aquisição Coletiva” (POF 2), “Caderneta de Aquisição Coletiva” (POF 3) e “Questionário de Aquisição Individual” (POF 4) por domicílio.

5.2 TRATAMENTO DOS DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

Para avaliar se a escolha de matricular os filhos em escola pública ou privada e a proporção dos gastos familiares destinado à educação dos filhos é diferente em diferentes arranjos familiares, a primeira etapa é separar as famílias com filhos de zero à 17 anos das famílias sem filhos e das famílias com filhos maiores de 17 anos. A escolha de limitar a idade dos filhos em até 17 anos está relacionada com a maior dependência financeira e decisória que os filhos nessa faixa etária estão sujeitos no ambiente familiar. As famílias que possuem ao menos uma criança entre zero e 17 anos no domicílio e pelo menos um filho com mais de 17 anos vivendo no mesmo domicílio também são excluídas da amostra a fim de que as despesas com educação dos filhos com mais de 17 anos e/ou a renda dessas pessoas altere a alocação intrafamiliar de recursos. Após as exclusões, as famílias com filhos de até 17 anos representam 45,02% da população e 37,88% dos domicílios com base na POF 2008-2009 e com a expansão amostral aplicada.

Com base nos tipos de arranjo familiar apresentados pelo IBGE no Censo de 2010, na pessoa de referência do domicílio e na existência de parentes morando no mesmo domicílio, separou-se as famílias com filhos de até 17 anos em oito grupos descritos na tabela abaixo.⁹

⁹ Com base nos dados da POF 2008-2009, os casais homoafetivos com filhos de até 17 anos representam 0,0025% da população e por isso não serão considerados nesse estudo.

TABELA 07 – PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO E DOS DOMICÍLIOS POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL

TIPO DE ARRANJO FAMILIAR	% DA POPULAÇÃO	% DOS DOMICÍLIOS
Casal com filhos e com parentes (pessoa de referência homem)	3,11%	1,98%
Casal com filhos e sem parentes (pessoa de referência homem)	32,34%	26,68%
Casal com filhos e com parentes (pessoa de referência mulher)	0,48%	0,31%
Casal com filhos e sem parentes (pessoa de referência mulher)	3,70%	3,05%
Monoparental masculina com parentes	0,09%	0,08%
Monoparental masculina sem parentes	0,40%	0,51%
Monoparental feminina com parentes	0,90%	0,76%
Monoparental feminina sem parentes	3,98%	4,52%
Todos arranjos familiares com filhos até 17 anos	45,02%	37,88%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Entre as famílias com filhos de até 17 anos, a família tradicional (casal com filhos e sem parentes e com pessoa de referência masculina) é o principal arranjo familiar, seguido por famílias monoparentais femininas sem parentes, resultado similar ao encontrado pelo Censo 2010 e apresentado na seção 2.

A presença de parentes coabitando no mesmo domicílio é maior nos domicílios monoparentais do que nos domicílios constituídos por casal. Para Sorj et al. (2007), os parentes desempenham um papel importante no cuidado com as crianças durante o período do dia em que os pais, principalmente as mães, estão no mercado de trabalho e a criança não está na escola, de modo que essa diferença na proporção de domicílios com parentes entre os diferentes arranjos indica que “a presença de parentes é mais importante para as chefes de famílias monoparentais do que para as cônjuges” (p.580).

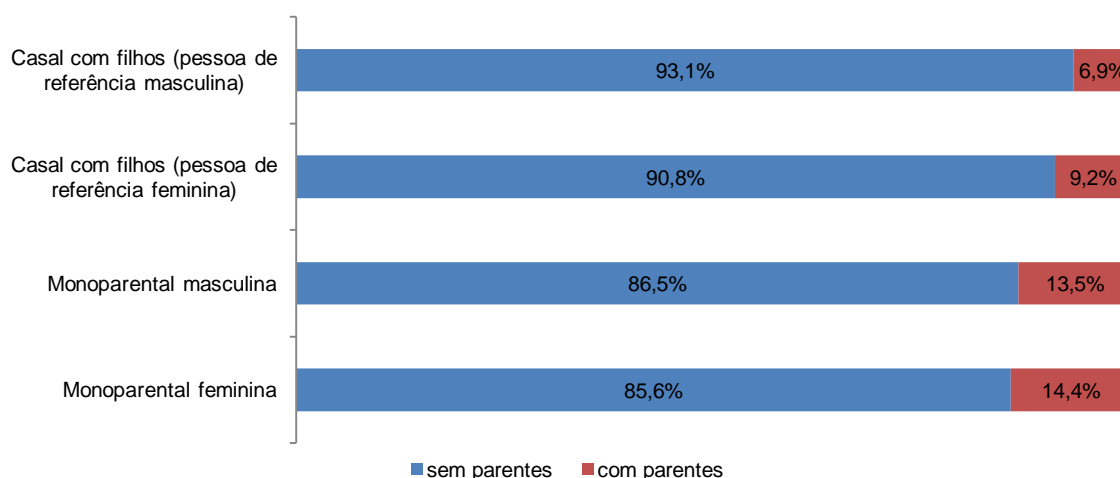


GRÁFICO 9 – DOMICÍLIOS COM PARENTES POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR – BRASIL
 FONTES: IBGE, POF 2008/2009
 Elaboração própria

Em relação à população total abrangida pela POF, as famílias com filhos de até 17 anos possuem renda média do domicílio menor e, no que se refere à pessoa de referência do domicílio, possuem 26% a menos de domicílios com mulheres como referência. Esse resultado pode ser explicado pela quantidade significativa de domicílios com pessoa de referência feminina da terceira idade, resultado de uma maior expectativa de vida feminina, conforme apresentado por Barros (2001).

TABELA 08 – INFORMAÇÕES: TOTAL DE DOMICÍLIOS X DOMICÍLIOS COM FILHOS DE ATÉ 17 ANOS – BRASIL

	TOTAL	FAMÍLIAS COM FILHOS DE ATÉ 17 ANOS
% de famílias com pessoa de referência masculina	68,98%	77,07%
% de famílias com pessoa de referência feminina	31,02%	22,93%
Renda média total do domicílio	R\$ 2.767,06	R\$ 2.360,83

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
 Elaboração própria

Na TABELA 09 estão descritas as médias das características da pessoa de referência, do cônjuge e da família, com seus respectivos desvios padrão (entre parênteses), por tipo de arranjo familiar.

TABELA 09 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POR ARRANJO FAMILIAR COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS

	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
		parentes		parentes		parentes		parentes	
		com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
<u>Característica da pessoa referência</u>									
Idade	38,14	38,70	37,84	36,69	34,55	38,34	45,94	38,34	37,45
	(10,25)	(10,35)	(9,65)	(10,03)	(8,57)	(8,99)	(10,95)	(12,00)	(9,51)
Anos de estudo	7,41	6,83	7,39	7,56	8,69	6,53	5,86	7,65	7,65
	(4,27)	(4,25)	(4,26)	(4,16)	(4,04)	(3,91)	(4,47)	(4,10)	(4,24)
Renda mensal (mil)	1,14	1,13	1,26	0,71	0,84	0,89	1,20	0,65	0,70
	(2,03)	(1,84)	(2,23)	(0,77)	(1,19)	(1,04)	(1,94)	(0,95)	(1,22)
<u>Característica do cônjuge</u>									
Idade	34,64	34,58	33,81	37,54	37,16	-	-	-	-
	(9,31)	(9,22)	(8,48)	(10,90)	(10,13)	-	-	-	-
Anos de estudo	7,83	7,60	8,00	6,84	7,53	-	-	-	-
	(4,09)	(4,22)	(4,04)	(4,23)	(4,13)	-	-	-	-
Renda mensal (mil)	0,77	0,67	0,70	1,10	1,21	-	-	-	-
	(1,59)	(1,26)	(1,27)	(1,41)	(2,93)	-	-	-	-
<u>Característica da família</u>									
Renda total (mil)	2,38	2,88	2,52	2,68	2,41	1,78	1,91	1,67	1,39
	(3,57)	(3,53)	(3,80)	(2,55)	(3,92)	(2,03)	(2,73)	(1,67)	(2,02)
Renda per capita (mil)	0,66	0,59	0,70	0,52	0,65	0,51	0,79	0,45	0,55
	(0,99)	(0,73)	(1,05)	(0,50)	(0,94)	(0,63)	(1,03)	(0,49)	(0,90)
Proporção de domicílios em áreas urbanas	0,83	0,81	0,80	0,93	0,90	0,83	0,82	0,93	0,90

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Em arranjos familiares em que a pessoa de referência do domicílio é do sexo masculino, a renda média total e a renda per capita média do domicílio são maiores do que em domicílios em que a pessoa de referência é do sexo feminino, tanto em arranjos constituídos por casal como nos arranjos monoparentais.

Em todos os arranjos familiares as mulheres possuem maior nível de escolaridade (maior número de anos de estudo) e média de idade menor, tanto quando a mulher é responsável pelo domicílio como quando a mulher é cônjuge. Nos arranjos constituídos por casal, o nível de escolaridade da pessoa de referência é sempre maior

do que o nível de escolaridade das pessoas de referência das famílias monoparentais, exceto no caso das famílias formadas por casal com parentes com responsável feminino.

Em áreas urbanas, os domicílios tradicionais (casal com filhos com responsável masculino) com ou sem parentes são menos frequente em comparação com os demais arranjos. Já os domicílios com responsável feminino, tanto em arranjos constituídos por casais como em arranjos monoparentais, são os que estão mais presentes em áreas urbanas.

Cerca de 75% dos domicílios brasileiros com filhos de até 17 anos possuem até 4 pessoas residentes por domicílio, sendo que nos domicílios monoparentais essa taxa chega a 98,6% nas famílias monoparentais masculinas sem parentes e a 91,5% nas famílias monoparentais femininas sem parentes.

TABELA 10 – QUANTIDADE DE MORADORES E DE FILHOS POR ARRANJO FAMILIAR NOS DOMICÍLIOS COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS - BRASIL

		Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Quantidade de moradores no domicílio	2	4,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	61,9%	0,0%	45,1%
	3	37,1%	0,0%	42,2%	0,0%	40,2%	47,5%	29,4%	42,0%	32,4%
	4	34,1%	34,1%	37,5%	26,6%	35,7%	31,2%	7,3%	29,4%	14,0%
	5	14,9%	35,8%	13,7%	36,2%	15,0%	11,2%	0,9%	17,3%	4,6%
	6	5,9%	20,6%	4,2%	25,5%	6,9%	3,5%	0,2%	6,0%	2,4%
	7	2,0%	5,1%	1,5%	8,6%	1,5%	6,7%	0,1%	4,1%	0,5%
	8 ou mais	1,4%	4,5%	0,9%	3,1%	0,6%	0,0%	0,2%	1,2%	1,0%
Quantidade de filhos até 17 anos no domicílio	1	44,1%	45,4%	43,3%	39,7%	42,1%	65,1%	64,4%	56,4%	47,5%
	2	36,5%	34,0%	37,9%	41,4%	35,0%	28,3%	27,4%	29,2%	32,4%
	3	13,4%	15,2%	13,1%	13,1%	15,2%	3,1%	6,7%	10,5%	12,9%
	4	3,9%	3,0%	3,7%	4,9%	5,8%	0,0%	0,9%	3,8%	4,2%
	5	1,4%	1,1%	1,3%	0,5%	1,6%	3,5%	0,2%	0,1%	2,0%
	6 ou mais	0,8%	1,2%	0,8%	0,6%	0,3%	0,0%	0,2%	0,1%	1,1%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Sobre a quantidade de filhos, 80% dos domicílios brasileiros com filhos de até 17 anos possuem até 2 filhos, sendo que a maior incidência de um único filho por domicílio ocorre nos arranjos monoparentais masculinos.

A maior incidência de domicílios com 3 filhos ou mais, exceto nas famílias tradicionais (casal com filhos com pessoa de referência masculina), ocorre quando não existem parentes coabitando no domicílio. Em estudo com dados brasileiros entre 1981 e 2005, Sorj et al. (2007) apresentam que houve “uma redução da presença de parentes que normalmente contribuem nos afazeres domésticos e nos cuidados com as crianças” (p.581) ao passo que em parte por causa do envelhecimento populacional, os parentes se tornaram dependentes de cuidados.

No que diz respeito à frequência escolar dos filhos entre 0 e 17 anos nos domicílios com filhos de até 17 anos, os percentuais entre os tipos de frequência escolar por idade não sofrem grandes alterações com relação aos percentuais de todos os domicílios brasileiros (apresentados na TABELA 2).

De acordo com as informações da POF 2008-2009, atualmente, por mais que o ensino fundamental seja obrigatório para todos a partir de 7 anos, 3,5% das pessoas entre 7 e 17 anos estão fora da escola (ou seja, não estão matriculadas ou nunca foram matriculadas), taxa essa menor do que a calculada para todos os domicílios brasileiros (4,1%). Se a obrigatoriedade de ensino a partir dos 4 anos já estivesse valendo, o percentual de pessoas fora da escola seria de 6,9%, igual a taxa de todos os domicílios brasileiros.

Cerca de metade das crianças com até 6 anos nunca frequentaram a escola. Cabe ressaltar que segundo os critérios da POF, creches e pré-escola também são consideradas como escola.

O percentual de pessoas matriculadas na rede pública é superior ao de pessoas matriculadas na rede privada, independentemente da idade, sendo que entre os filhos de 0 a 17 anos, 13% frequentam a rede privada, 65,5% frequentam a rede pública e os demais estão fora da escola. A maior taxa de matrícula privada ocorre aos 4 anos, com 21,9%, e a maior taxa de matrícula pública ocorre aos 12 anos, com 88,2%. A partir dos 12 anos a taxa de pessoas que não estão matriculadas mas já frequentaram a escola aumenta gradativamente, atingindo 21,4% aos 17 anos.

TABELA 11 – INFORMAÇÕES: TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS – BRASIL

IDADE	População	Frequenta escola			
		Particular	Pública	Não mas já frequentou	Nunca frequentou
0	1.825.000	1,4%	1,6%	0,0%	97,0%
1	1.883.583	3,5%	4,4%	0,9%	91,2%
2	1.845.843	7,8%	13,1%	1,6%	77,6%
3	2.167.822	17,2%	25,4%	2,2%	55,2%
4	2.221.589	21,9%	44,1%	2,0%	32,0%
5	2.167.360	20,5%	61,6%	2,2%	15,7%
6	2.289.239	15,1%	77,9%	1,2%	5,9%
7	2.400.186	16,8%	81,6%	0,4%	1,3%
8	2.603.983	16,1%	83,3%	0,3%	0,3%
9	2.655.469	14,9%	84,1%	0,7%	0,3%
10	2.440.570	12,8%	86,1%	0,8%	0,3%
11	2.381.000	14,3%	85,2%	0,3%	0,2%
12	2.491.295	10,6%	88,2%	1,1%	0,1%
13	2.216.477	12,5%	85,4%	1,9%	0,2%
14	2.307.950	11,3%	86,1%	2,4%	0,2%
15	1.994.739	11,0%	83,7%	5,1%	0,2%
16	1.664.231	9,9%	80,5%	9,1%	0,4%
17	1.584.082	10,2%	68,0%	21,4%	0,4%
0 a 17 anos	39.140.419	13,0%	65,5%	2,5%	18,9%
0 a 6 anos	14.400.437	13,1%	34,7%	1,5%	50,7%
4 a 17 anos	31.418.170	14,3%	78,8%	2,9%	4,0%
7 a 17 anos	24.739.983	13,0%	83,5%	3,2%	0,3%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

De modo similar, os percentuais do tipo de frequência escolar dos filhos entre 0 e 17 anos entre os diferentes arranjos familiares nos domicílios com filhos exclusivamente até 17 anos se alteram em comparação a todos os domicílios brasileiros (apresentadas na TABELA 3), porém a relação entre os arranjos e o tipo de frequência escolar se mantém.

Conforme encontrado para todos os domicílios brasileiros, apenas os filhos criados em arranjos com ambos os pais e cuja pessoa de referência é do sexo masculino possuem taxas maiores de matrícula em escolas privadas do que a média de todas as famílias com filhos e a menor proporção de filhos matriculados em escolas privadas ocorre em famílias monoparentais masculinas. Além disso, em arranjos monoparentais, a proporção de filhos entre 0 e 17 anos fora da escola é menor do que a proporção média das famílias com filhos, porém é maior do que a média das famílias com filhos entre os filhos entre 7 e 17 anos e entre 10 e 17 anos.

TABELA 12 – INFORMAÇÕES: TIPO DE FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS POR ARRANJO FAMILIAR - BRASIL

	Idade	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Escola privada	0 a 17	13,0%	15,0%	13,6%	10,0%	12,4%	3,9%	8,4%	9,7%	11,1%
	7 a 17	13,0%	14,6%	13,9%	4,1%	13,0%	1,6%	7,4%	9,1%	10,9%
	10 a 17	11,7%	14,4%	12,6%	3,9%	11,7%	1,2%	7,2%	7,8%	9,4%
Escola pública	0 a 17	65,5%	60,4%	63,7%	68,0%	66,0%	90,2%	80,3%	73,9%	74,0%
	7 a 17	83,5%	81,2%	83,1%	87,4%	83,7%	94,2%	84,0%	86,5%	84,6%
	10 a 17	83,7%	79,9%	83,5%	86,2%	83,9%	92,4%	83,1%	85,8%	85,0%
Não frequenta mas já frequentou	0 a 17	2,5%	2,6%	2,2%	5,5%	2,4%	3,3%	7,2%	3,9%	3,5%
	7 a 17	3,2%	3,7%	2,7%	7,9%	3,0%	4,2%	8,1%	4,3%	4,0%
	10 a 17	4,4%	5,3%	3,7%	9,9%	4,2%	6,3%	9,6%	6,3%	5,3%
Nunca frequentou	0 a 17	18,9%	22,0%	20,5%	16,5%	19,2%	2,6%	4,1%	12,5%	11,4%
	7 a 17	0,3%	0,6%	0,3%	0,6%	0,3%	0,0%	0,5%	0,1%	0,5%
	10 a 17	0,2%	0,4%	0,2%	0,0%	0,2%	0,0%	0,1%	0,1%	0,3%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

De modo similar ao observado na análise com todos os domicílios brasileiros com filhos, em 2008-2009, a renda média total, a renda per capita, o percentual de gastos familiares com educação em relação a seus gastos totais e o percentual de gastos familiares com educação dos filhos ocorreram de forma diferente entre os arranjos familiares ao restringir a amostra às famílias com filhos até 17 anos.

As médias da renda total e da renda per capita são inferiores nos domicílios com filhos de até 17 anos do que nos domicílios com filhos de qualquer idade, sendo que os domicílios monoparentais femininos apresentam as menores médias de renda total e renda per capita entre todos os arranjos familiares.

Em média as famílias brasileiras que possuem filhos de qualquer idade destinaram 5,53% de seus gastos à educação, enquanto as famílias que possuem filhos de até 17 anos gastaram uma parcela inferior com educação: 5,13%. A proporção das despesas familiares destinadas à educação dos filhos nas famílias com filhos de até 17 anos é inferior à média de todas as famílias com filhos: 0,49% contra 1,73%. Essas diferenças podem estar relacionadas com os altos custos da educação superior e de outros cursos profissionalizantes que os filhos com mais de 17 anos possam frequentar.

Entre todas as famílias com filhos de até 17 anos, as famílias monoparentais femininas apresentam o maior percentual de gastos com educação no domicílio em relação a seus gastos totais: 5,75%; seguidas pelas famílias compostas por casal e parentes com responsável feminino, 5,67%. Por mais que os domicílios monoparentais masculino sem parentes possuam a maior renda per capita entre todos os domicílios com filhos até 17 anos, estes apresentam a menor proporção das despesas destinadas à educação: 3,46%.

TABELA 13 – RENDIMENTOS E DESPESAS COM EDUCAÇÃO POR ARRANJO FAMILIAR– BRASIL

	Todas famílias c/ filhos	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Renda total (mil)	2,86	2,38	2,88	2,52	2,68	2,41	1,78	1,91	1,67	1,39
	(4,07)	(3,57)	(3,53)	(3,80)	(2,55)	(3,92)	(2,03)	(2,73)	(1,67)	(2,02)
Renda per capita (mil)	0,79	0,66	0,59	0,70	0,52	0,65	0,51	0,79	0,45	0,55
	(1,17)	(0,99)	(0,73)	(1,05)	(0,50)	(0,94)	(0,63)	(1,03)	(0,49)	(0,90)
Proporção das despesas destinadas à educação no domicílio	5,53%	5,13%	5,03%	5,22%	5,67%	5,18%	3,97%	3,46%	4,02%	5,75%
Proporção das despesas destinadas à educação dos filhos no domicílio	1,73%	0,49%	0,24%	0,42%	1,24%	0,41%	0,25%	0,17%	0,28%	0,93%

FONTE: IBGE, POF 2008/2009
Elaboração própria

Nas famílias com filhos de até 17 anos, o ordenamento dos tipos de gastos com educação é igual ao de todas as famílias com filhos, tal que o ordenamento também não ocorre de forma diferente entre os diversos arranjos familiares. Independentemente do arranjo familiar, a maior proporção dos gastos com educação são destinados aos cursos regulares (pré-escola, primeiro grau, segundo grau e terceiro grau), com a maior proporção de gastos ocorrendo nas famílias compostas por casal com filhos sem parentes com responsável feminino, 72% de todas as despesas educacionais, e em seguida, nas famílias compostas por casal com filhos sem parentes com responsável masculino.

TABELA 14 – COMPOSIÇÃO DOS GASTOS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO POR TIPO DE ARRANJO FAMILIAR (DOMICÍLIOS COM FILHOS ENTRE 0 E 17 ANOS) – BRASIL

	Todas famílias c/ filhos	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
Educação	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Cursos regulares	65,3%	67,7%	60,6%	69,1%	36,6%	72,0%	66,5%	43,5%	61,8%	62,2%
Outros cursos	18,7%	15,9%	21,8%	15,1%	17,2%	13,8%	3,7%	28,0%	17,0%	17,6%
Outros gastos	9,8%	8,6%	10,4%	8,3%	13,3%	6,7%	18,7%	7,9%	12,4%	11,3%
Livros didáticos e revistas técnicas	4,4%	5,4%	5,5%	5,1%	3,3%	5,8%	10,1%	12,2%	6,9%	7,3%
Taxas e contribuições	1,4%	1,8%	1,1%	1,7%	28,7% ¹⁰	1,0%	0,0%	8,1%	1,2%	0,9%
Artigos escolares	0,4%	0,6%	0,6%	0,6%	0,9%	0,6%	1,0%	0,2%	0,7%	0,7%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

¹⁰ Nesse caso parece haver um erro de preenchimento de formulários por parte das famílias já que as mesmas parecem ter incluído as despesas com cursos regulares como despesas de “matrícula” (incluída no grupo taxas e contribuições). Somando para todos os arranjos os percentuais de “cursos regulares” e de “taxas e contribuições” a proporção se mantém similar.

Em todos os arranjos familiares, a presença de parentes coabitando no mesmo domicílio está associada à redução da proporção de gastos destinados aos cursos regulares, exceto nos domicílios monoparentais masculinos.

Por mais que as estatísticas descritivas apresentem uma série de diferenças nos indicadores educacionais entre os arranjos familiares brasileiros, tais indícios não são suficientes para identificar se os investimentos familiares em educação dos filhos ocorrem de forma diferente entre os diferentes arranjos. Sendo assim, após apresentar na próxima subseção as metodologias que serão aplicadas, os resultados encontrados serão apresentados e discutidos nas seções seguintes.

5.3 METODOLOGIA

5.3.1 Ensino público ou ensino privado: modelo de escolha binária logit

A partir do momento em que a família opta por matricular seu(s) filho(s) em uma instituição de ensino, seja por espontânea vontade ou por obrigações legais, a decisão sobre o tipo de instituição de ensino é binária: instituição pública ou privada.

A modelagem de decisões binárias mutuamente exclusivas foca nos determinantes da probabilidade p de um resultado e seu resultado alternativo com probabilidade $1 - p$. Os principais modelos binários são o modelo *logit* e o modelo *probit*, os quais especificam formas funcionais para p como função das variáveis explicativas e as estimam por máxima verossimilhança (CAMERON; TRIVEDI, 2009)

Para verificar se a probabilidade da escolha de matricular os filhos na rede pública ou na rede privada é diferente em diferentes arranjos familiares será estimado um modelo de escolha binária, similar ao realizado por Curi e Menezes-Filho (2010).

Curi e Menezes-Filho (2010) analisam os determinantes da probabilidade de um aluno entre 0 e 25 anos de frequentar a rede pública ou a privada estimando para cada um dos ciclos escolares (ensino fundamental 1, ensino fundamental 2 e ensino médio)

“um modelo de escolha discreta em que a variável dependente é uma variável binária que indica se o indivíduo frequenta ou não a rede de ensino privada” (p.7).

Diferente do proposto por Curi e Menezes-Filho (2010), será analisada a probabilidade de uma criança entre 0 e 17 anos e que não possui irmãos maiores de 17 anos morando no mesmo domicílio de frequentar a rede pública ou a privada, independentemente do ciclo escolar.

Conforme apresenta Cameron e Trivedi (2009), o formato de um modelo binário básico com variável dependente y é definido por:

$$y = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } p \\ 0 & \text{com probabilidade } 1 - p \end{cases} \quad (16)$$

sendo que a função de probabilidade para o resultado y é dada por $p^y(1-p)^{1-y}$, com $E(y) = p$ e $Var(y) = p(1-p)$.

O modelo de regressão é formado ao parametrizar p tal que p dependa de uma função $x'\beta$, com x sendo um vetor regressor $K \times 1$ e β um vetor de parâmetros desconhecidos. Assim, a probabilidade condicional é definida por:

$$p_i \equiv \Pr(y_i = 1|x) = F(x'\beta) \quad (17)$$

Em modelo *logit*, $F(.) = \Lambda(.)$, e a função de probabilidade condicional é definida por:

$$p_i \equiv \Pr(y_i = 1|x) = \Lambda(.) = \frac{e^{(x'\beta)}}{1 + e^{(x'\beta)}} \quad (18)$$

A estimação do modelo *logit* ocorre por máxima verossimilhança. Para uma amostra de N observações independentes, o estimador de máxima verossimilhança, $\hat{\beta}$, maximiza a função associada log-verossimilhança:

$$Q(\beta) = \sum_{i=1}^N [y_i \ln F(x'\beta) + (1 - y_i) \ln \{1 - F(x'\beta)\}] \quad (19)$$

Como no problema a ser analisado pretende-se estimar a probabilidade de uma criança entre 0 e 17 anos e que não possui irmãos maiores de 17 anos morando no mesmo domicílio de frequentar a rede pública ou a privada, a variável dependente y_{ensino} é uma variável binária que indica qual rede de ensino o aluno frequenta, de modo que a equação 16 pode ser reescrita como:

$$\text{Ensino} \begin{cases} 1, & \text{se privado} \\ 0, & \text{se público} \end{cases} \quad (16b)$$

As características que compõem o vetor x do modelo *logit* a ser estimado foram definidas com base nos estudos de Curi e Menezes-Filho (2010) e de França e Gonçalves (2010).

Para analisar os determinantes da probabilidade de um aluno entre 0 e 25 anos de frequentar a rede pública ou a privada, Curi e Menezes-Filho (2010) estimam um modelo *logit* com variáveis do aluno (cor, sexo e idade), variáveis da família (nível educacional e cor da mãe, renda *per capita* familiar e número de pessoas da família que frequentam escola), variáveis geográficas, variável de oferta de ensino (relação entre número de matrículas em rede pública e em rede privada por estado brasileiro) e variável de custo da educação.

Com o uso de um modelo de *propensity score* e com dados do SAEB de 2003, França e Gonçalves (2010) mensuraram a percepção das famílias sobre o diferencial de qualidade entre os ensinos privado e público no Brasil por meio dos efeitos marginais da probabilidade do aluno em estar matriculado no ensino privado. A especificação do modelo de *propensity score* inclui como variáveis características da família (recursos financeiros e grau de escolaridade dos pais), do aluno (*dummy* de reprovação, número de pessoas que moram com o estudante e cor auto-declarada), da escola (razão professor-aluno e salário médio dos professores) e da região geográfica em que vive.

Assim, para identificar as características dos alunos que são matriculadas em instituições privadas, inserimos ao modelo as seguintes variáveis: sexo masculino

(SEXO_M), cor branca (COR_BRANCA), idade em anos (IDADE), dummy que indica se o aluno é o filho mais velho (PRIM_FILHO), número de irmãos no domicílio (NIRMAOS), anos de estudo do responsável pelo domicílio (ESCOL_RESP), idade em anos do responsável pelo domicílio (IDADE_RESP), renda familiar per capita (RENDA_PERCAPITA) em milhares, dummy para existência de parentes no domicílio (PARENTES), domicílio em área urbana (URBANO), região geográfica do domicílio (REG_NORTE, REG_NORDESTE, REG_SUL, REG_CENTRO_OESTE), quantidade de banheiros no domicílio (QTD_BANHEI) utilizada como *proxy* de riqueza e dummies para os arranjos familiares (CASAL_MASC, CASAL_FEM, MONO_MASCULINO, MONO_FEMININO). Assim, o modelo pode ser descrito pela seguinte regressão a ser estimada:

$$\begin{aligned} \Pr(y_{ensino} = 1|\chi) = & \Lambda(\beta_0 + \beta_1 SEXO_M + \beta_2 COR_BRANCA + \beta_3 IDADE + \\ & \beta_4 PRIM_FILHO + \beta_5 NIRMAOS + \beta_6 ESCOL_RESP + \beta_7 IDADE_RESP + \\ & \beta_8 RENDA_PERCAPITA + \beta_9 PARENTES + \beta_{10} URBANO + \beta_{11} REG_NORTE + \\ & \beta_{12} REG_NORDESTE + \beta_{13} REG_SUL + \beta_{14} REG_CENTRO_OESTE + \\ & \beta_{15} QTD_BANHEI + \beta_{16} CASAL_MASC + \beta_{17} CASAL_FEM + \\ & \beta_{18} MONO_MASCULINO + \beta_{19} MONO_FEMININO) \end{aligned} \quad (20)$$

em que Λ é uma função de distribuição acumulada, com $0 < \Lambda(z) < 1$ para qualquer valor de z .

As variáveis utilizadas nas estimativas do modelo logit estão descritas com maiores detalhes na TABELA 15 e na TABELA 16. Para as variáveis dummy são apresentados os percentuais de ocorrência com valor 1; para as variáveis discretas e contínuas são apresentadas as médias e seus respectivos desvios-padrão entre parênteses.

TABELA 15 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO *LOGIT*

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
ESCOLA_PART	Se o aluno frequenta escola particular: sim=1, não=0.	13,04%	15,0%	13,63%	10,04%	12,36%	3,89%	8,37%	9,72%	11,12%
SEXO_M	Se o aluno é do sexo masculino: sim=1, não=0.	51,79%	50,54%	52,04%	50,11%	50,94%	40,47%	59,77%	46,29%	51,37%
COR_BRANCA	Se o aluno declara ser de cor branca: sim=1, não=0.	45,27%	41,2%	46,81%	43,94%	46,25%	44,67%	38,17%	33,44%	40,56%
IDADE	Idade em anos do aluno.	8,49 (4,88)	8,26 (4,95)	8,19 (4,85)	9,47 (5,09)	8,38 (4,95)	10,49 (3,93)	11,37 (3,90)	9,25 (4,73)	9,75 (4,71)
PRIM_FILHO	Se o aluno é o filho mais velho do domicílio: sim=1, não=0.	3,91%	3,50%	3,73%	3,16%	3,67%	5,95%	5,55%	3,68%	5,05%
NIRMAOS	Número de irmãos do aluno.	1,38 (1,31)	1,46 (1,35)	1,43 (1,30)	1,40 (1,23)	1,45 (1,20)	0,96 (1,25)	0,89 (0,97)	1,13 (1,11)	1,47 (1,38)
ESCOL_RESP	Escolaridade do responsável pelo domicílio em anos.	7,41 (4,27)	6,83 (4,25)	7,39 (4,26)	7,56 (4,16)	8,69 (4,04)	6,53 (3,91)	5,86 (4,47)	7,65 (4,10)	7,65 (4,24)
IDADE_RESP	Idade em anos do responsável pelo domicílio.	37,43 (8,88)	38,26 (9,49)	37,84 (8,89)	35,42 (7,89)	33,76 (7,10)	37,53 (8,96)	45,73 (10,69)	35,42 (9,36)	36,18 (8,06)
RENDA_PERCAPITA	Renda per capita do domicílio em milhares.	0,66 (0,99)	0,59 (0,73)	0,70 (1,05)	0,52 (0,50)	0,65 (0,94)	0,51 (0,63)	0,79 (1,03)	0,45 (0,49)	0,55 (0,90)

continua

TABELA 15 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO *LOGIT*

conclusão

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
URBANO	Se o domicílio está em região urbana: sim=1, não=0.	82,54%	80,59%	80,16%	92,97%	89,54%	83,48%	81,58%	93,32%	89,9%
REG_NORTE	Se o domicílio está localizado na região norte do país: sim=1, não=0.	9,56%	10,80%	9,15%	15,83%	12,39%	22,07%	13,35%	11,22%	7,94%
REG_NORDESTE	Se o domicílio está localizado na região nordeste do país: sim=1, não=0.	29,54%	30,80%	29,85%	18,70%	21,67%	21,18%	28,87%	35,56%	32,35%
REG_SUL	Se o domicílio está localizado na região sul: sim=1, não=0.	14,26%	16,38%	13,93%	28,33%	18,47%	13,65%	16,40%	13,67%	11,43%
REG_CENTRO_OESTE	Se o domicílio está localizado na região centro-oeste: sim=1, não=0.	7,74%	7,49%	7,17%	9,36%	10,94%	7,48%	11,56%	12,65%	8,11%
QTD_BANHEIRO	Quantidade de banheiros existentes no domicílio.	1,19 (0,70)	1,29 (0,72)	1,20 (0,73)	1,27 (0,64)	1,20 (0,63)	1,24 (0,55)	1,11 (0,66)	1,15 (0,50)	1,06 (0,52)

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

TABELA 16 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO *LOGIT*

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)	Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)	Monoparental masc.	Monoparental fem.
PARENTES	Se existem parentes coabitando no domicílio: sim=1, não=0.	8,65%	6,89%	6,89%	13,51%	14,44%
CASAL_MASC	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável masculino: sim=1, não=0.	73,27%				
CASAL_FEM	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável feminino: sim=1, não=0.	8,58%				
MONO_MASCULINO	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental masculino com filhos: sim=1, não=0.	1,51%				
MONO_FEMININO	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental feminino com filhos: sim=1, não=0.	13,5%				

FONTE: IBGE, POF 2008-2009

Elaboração própria

5.3.2 Volume de gastos familiares com educação dos filhos: modelo de seleção bivariado (Heckman)

Para avaliar se o volume gasto em educação dos filhos é diferente em diferentes arranjos familiares será utilizada como variável dependente y_i a proporção dos gastos totais do domicílio destinados à educação de cada filho, informação obtida na POF 2008-2009 a partir da razão entre os gastos individuais com educação e o somatório dos gastos por domicílio.

Os gastos em educação de cada filho pela família contêm tantos os gastos em matriculá-los em escolas privadas como outras despesas com educação, por exemplo, gastos com livros, materiais escolares, uniforme, entre outros. Desta forma, mesmo que o filho esteja matriculado em escola pública, é possível que a família gaste um valor superior a zero com recursos destinados a educação desse aluno.

Já que as famílias podem optar por não investir recursos monetários em educação dos filhos e não é possível investir valores negativos, a distribuição de y_i é censurada em zero. Conforme ressaltam Carvalho e Kassouf (2009), o valor zero para a variável gastos com educação descrita na POF decorre de um processo de escolha de maximização da família, de modo que a utilização de um modelo TOBIT para casos desse tipo é recomendada.

Contudo, como no Brasil os investimentos em educação podem ser públicos ou privados, se as famílias optarem por matricular os filhos em escolas públicas, ou seja, escolas gratuitas, é possível que essas famílias não gastem valores monetários com educação de seus filhos uma vez que além de não terem que pagar taxas de matrículas, as crianças que frequentam escolas públicas no Brasil costumam receber um conjunto básico de materiais escolares diversos e uniforme. Assim, as escolhas familiares sobre os investimentos em educação são realizadas em duas etapas: 1) investir ou não de forma privada na educação dos filhos, e, 2) se optar por investir de forma privada, escolher o volume desse investimento.

Nesse caso em que o problema de escolha ocorre em duas etapas, o modelo TOBIT tradicional não deve ser aplicado pois não trata de forma adequada esse processo.

Além de analisar os determinantes da probabilidade de um aluno entre 0 e 25 anos de frequentar a rede pública ou a privada, Curi e Menezes-Filho (2010) analisam também os determinantes dos gastos das famílias com educação por meio da aplicação de um modelo de Heckman, o qual inclui um critério de seleção.

A escolha do modelo de Heckman se justifica uma vez que:

A amostra de consumidores de um bem apresenta um viés de seleção, isto é, os indivíduos que consomem certo bem podem ter características semelhantes entre si e diferentes daqueles que escolhem não consumi-lo, e este efeito pode gerar um viés nos parâmetros estimados. O problema de seleção amostral, no caso das estimações das equações de gastos com educação, considera dois grupos: as famílias que gastam e as que não gastam com mensalidade escolar. Esses consumidores constituem uma amostra autosselecionada da população (isto é, os consumidores não constituem uma amostra aleatória da população de origem), por possuírem determinadas características que os tornam consumidores de educação. Assim, devemos utilizar métodos de estimação que corrigem o viés de seleção enfrentado. (Curi e Menezes-Filho, 2010, p.9-10)

Em Cameron e Trivedi (2005) o modelo apresentado por Heckman (1979) é chamado de modelo de seleção bivariado (*bivariate sample selection model*). Nesse modelo, o resultado de interesse é dado por y_2^* porém o mesmo depende de um processo de seleção dado por y_1^* , tal que y_2 só é observado se $y_1^* > 0$. Para isso, o modelo de seleção bivariado contém uma equação de participação (ou equação de seleção)

$$y_1 \begin{cases} 1 & \text{se } y_1^* > 0, \\ 0 & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (21)$$

e uma equação de resultado

$$y_2 \begin{cases} y_2^* & \text{se } y_1^* > 0, \\ - & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (22)$$

A equação de seleção é estimada por meio de um modelo Probit, o qual apresenta a probabilidade da variável y_1^* ser observada.

As equações que definem y_1^* e y_2^* são dadas por:

$$y_1^* = x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 \quad (23)$$

$$y_2^* = x_2' \beta_2 + \varepsilon_2 \quad (24)$$

com $\varepsilon_1 \sim N(0, \sigma)$, $\varepsilon_2 \sim N(0, 1)$ e $\text{corr}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$.

Se ε_1 e ε_2 forem correlacionados, ou seja, quando $\rho \neq 0$, a estimação de equação 23 por MQO gerará resultados viesados ao passo que o método de Heckman com estimação por máxima verossimilhança fornece estimativas assintoticamente eficientes e consistentes para todos os parâmetros.

Dado que y_2^* só é observado se $y_1^* > 0$, a função de máxima verossimilhança para este modelo é dada por:

$$L = \prod_{i=1}^n \{\text{Pr}[y_{1i}^* \leq 0]\}^{1-y_{1i}} \{f(y_{2i}|y_{1i}^* > 0) \cdot \text{Pr}[y_{1i}^* > 0]\}^{y_{1i}} \quad (25)$$

Para realizar a escolha do quanto gastar do orçamento familiar com educação dos filhos, de modo similar ao proposto por Curi e Menezes-Filho (2010), na primeira etapa, as famílias escolhem, com base em um modelo de escolha discreta, se investem ou não recursos financeiros na educação de cada filho:

$$GAST_EDUC \begin{cases} 1, \text{ se a família investe em educação do filho} \\ 0, \text{ se a família não investe em educação do filho} \end{cases} \quad (22b)$$

A equação de participação (ou equação de seleção) é definida por:

$$GAST_EDUC = \alpha + x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 \quad (23b)$$

onde x_1' é o vetor de variáveis independentes composto pelas seguintes variáveis: RENDA_PERCAPITA, NIRMAOS, IDADE, PRIM_FILHO, ESCOL_RESP, IDADE_RESP, URBANO, REG_NORTE, REG_NORDESTE, REG_SUL,

REG_CENTRO_OESTE, QTD_BANHEI, CASAL_FEM, MONO_MASCULINO, MONO_FEMININO, COR_BRANCA, SEXO_M, ENS_FUND e ENS_MEDIO. Maiores detalhes sobre as variáveis são descritos na TABELA 17 e na TABELA 18.

Já na segunda etapa, se a família escolheu por investir na educação do filho, ou seja, $GAST_EDUC > 0$, a família deve escolher o volume a ser investido com base na seguinte equação de resultado:

$$PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS_c = \alpha + X_f \cdot \beta + X_c \cdot \eta + u_c \quad (24b)$$

em que $PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS_c$ é a proporção das despesas domiciliares gasta com educação de cada filho c , X_f é um vetor de características da família f e β seus respectivos parâmetros, X_c é um vetor de características de cada filho c e η seus respectivos parâmetros.

Com base nos estudos de Lansford et al. (2001), Han et al. (2003), Carvalho e Kassouf (2009) e Curi e Menezes-Filho (2010) definiram-se as características da família e de cada filho a serem incluídas nos vetores X_f e X_c . As características da família que compõem o vetor X_f são: renda per capita (em milhares), existência de parentes coabitando no domicílio, escolaridade do responsável pelo domicílio, idade do responsável pelo domicílio, dummy que indica se o domicílio está em região urbana, região geográfica do domicílio, quantidade de banheiros do domicílio (proxy de riqueza da família), além das dummies para cada arranjo familiar. Já as características de cada filho que compõem o vetor X_c são: cor, sexo, quantidade de irmãos, idade e dummy que indica se a criança é o filho mais velho no domicílio ou não. Também foi incluída uma variável que indica se o filho frequenta escola pública ou privada, além das variáveis que indicam o nível de ensino frequentado pelo filho: ensino fundamental ou ensino médio.

A inclusão das variáveis regionais e das variáveis socioeconômicas da família se justifica no caso brasileiro pois, segundo Curi e Menezes-Filho (2010):

como reflexo da complexidade e das desigualdades da economia brasileira existem disparidades expressivas entre os estratos sociais (níveis de renda) e as regiões no que se refere aos hábitos de consumo e à participação dos bens na renda. Estas diferenças implicam diferentes sensibilidades da demanda à renda e ao preço para os vários estratos da sociedade e as várias localidades. É interessante, então, considerar as diferenças

regionais e sociais nas estimações, assim como algumas características específicas das famílias. (p.9)

As variáveis utilizadas nas estimativas do modelo de seleção de Heckman estão descritas com maiores detalhes na TABELA 17 e na TABELA 18. Para as variáveis dummy são apresentados os percentuais de ocorrência com valor 1; para as variáveis discretas e contínuas são apresentadas as médias e seus respectivos desvios-padrão entre parênteses.

TABELA 17 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS	Proporção dos gastos domiciliares destinados à educação dos filhos (em percentual).	0,60 (3,37)	0,32 (1,72)	0,55 (3,10)	1,25 (6,19)	0,50 (3,19)	0,33 (1,60)	0,16 (1,08)	0,39 (1,70)	0,97 (4,89)
RENDA_PERCAPITA	Renda per capita do domicílio em milhares.	0,58 (0,94)	0,57 (0,75)	0,62 (0,97)	0,51 (0,51)	0,62 (1,27)	0,44 (0,44)	0,71 (1,01)	0,43 (0,50)	0,44 (0,68)
ESCOL_RESP	Escolaridade do responsável pelo domicílio em anos.	6,59 (4,32)	6,04 (4,49)	6,52 (4,34)	6,00 (3,95)	7,83 (4,17)	4,39 (4,14)	5,10 (4,14)	6,94 (4,14)	6,77 (4,14)
IDADE_RESP	Idade em anos do responsável pelo domicílio.	41,20 (8,33)	42,80 (9,17)	41,75 (8,35)	38,59 (7,51)	37,25 (6,39)	39,80 (9,62)	47,31 (9,20)	40,00 (8,71)	39,40 (7,35)
URBANO	Se o domicílio está em região urbana: sim=1, não=0.	80,41%	72,26%	77,73%	93,5%	88,59%	85,05%	80,19%	89,15%	89,08%
REG_NORTE	Se o domicílio está localizado na região norte do país: sim=1, não=0.	8,91%	10,59%	8,57%	12,55%	10,67%	27,35%	10,65%	10,2%	7,62%
REG_NORDESTE	Se o domicílio está localizado na região nordeste do país: sim=1, não=0.	28,23%	30,34%	28,01%	13,84%	23,14%	14,7%	30,16%	37,5%	30,36%
REG_SUL	Se o domicílio está localizado na região sul: sim=1, não=0.	14,50%	16,8%	13,94%	34,48%	19,68%	19,11%	17,24%	15,12%	11,97%
REG_CENTRO_OESTE	Se o domicílio está localizado na região centro-oeste: sim=1, não=0.	7,67%	7,96%	6,93%	9,20%	10,89%	12,12%	10,9%	12,65%	8,17%
REG_SUDESTE	Se o domicílio está localizado na região sudeste: sim=1, não=0.	40,7%	34,31%	42,54%	29,93%	35,62%	26,73%	31,05%	24,53%	41,88%
QTD_BANHEIROS	Quantidade de banheiros existentes no domicílio.	1,23 (0,73)	1,29 (0,74)	1,26 (0,76)	1,33 (0,60)	1,26 (0,73)	1,35 (0,62)	1,10 (0,63)	1,20 (0,59)	1,09 (0,53)

continua

TABELA 17 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN

conclusão

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)		Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)		Monoparental masc.		Monoparental fem.	
			parentes		parentes		parentes		parentes	
			com	sem	com	sem	com	sem	com	sem
COR_BRANCA	Se o aluno declara ser de cor branca: sim=1, não=0.	43,9%	40,02%	45,94%	45,06%	43,01%	35,66%	36,12%	31,60%	40,16%
SEXO_M	Se o aluno é do sexo masculino: sim=1, não=0.	52,67%	53,23%	53,11%	46,27%	50,63%	54,9%	63,82%	46,32%	50,86%
NIRMAOS	Número de irmãos do aluno.	1,53 (1,32)	1,50 (1,36)	1,56 (1,31)	1,42 (1,24)	1,54 (1,19)	0,93 (1,37)	0,86 (0,94)	1,06 (1,06)	1,46 (1,36)
PRIM_FILHO	Se o filho é o filho mais velho do domicílio: sim=1, não=0.	36,15%	30,72%	35,51%	30,11%	34,73%	49,71%	41,65%	39,79%	40,44%
IDADE	Idade em anos do aluno.	13,18 (2,22)	13,28 (2,28)	13,08 (2,20)	13,36 (2,37)	13,12 (2,16)	13,61 (2,26)	13,55 (2,31)	13,44 (2,29)	13,48% (2,20)
ESCOLA_PART	Se o aluno frequenta escola particular: sim=1, não=0.	11,73%	14,38%	12,59%	3,91%	11,69%	1,25%	7,18%	7,81%	9,42%
ENS_FUND	Se o aluno frequenta o ensino fundamental: sim=1, não=0.	74,26%	75,93%	75,21%	71,21%	73,25%	73,98%	71,24%	72,14%	71,56%
ENS_MEDIO	Se o aluno frequenta o ensino médio: sim=1, não=0.	19,78%	17,26%	19,70%	14,68%	20,80%	19,68%	17,10%	20,30%	20,79%
GAST_EDUC	Se foram contabilizados gastos com educação para a pessoa: sim=1, não=0.	12,02%	10,81%	11,68%	13,90%	11,40%	10,38%	9,47%	13,95%	13,98%

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

TABELA 18 – DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN

Variável	Descrição	Todas famílias c/ filhos entre 0 e 17 anos	Casal c/ filhos (pessoa de ref. masc.)	Casal c/ filhos (pessoa de ref. fem.)	Monoparental masc.	Monoparental fem.
PARENTES	Se existem parentes coabitando no domicílio: sim=1, não=0.	8,05%	6,82%	10,83%	10,52%	10,95%
CASAL_MASC	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável masculino: sim=1, não=0.	71,1%				
CASAL_FEM	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável feminino: sim=1, não=0.	9,22%				
MONO_MASCULINO	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental masculino com filhos: sim=1, não=0.	1,9%				
MONO_FEMININO	Se o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental feminino com filhos: sim=1, não=0.	15,94%				

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

6 RESULTADOS

6.1 REDE PRIVADA X REDE PÚBLICA

A partir da estimação do modelo *logit*, descrito na seção 5.3.1 com dados da POF 2008-2009, é possível identificar os determinantes da escolha entre frequentar ensino privado ou ensino público. Os resultados estão descritos na FIGURA 1 em *odds ratio*, de modo que o *odds ratio* de cada variável independente indica, tudo o mais constante, em quantas vezes a probabilidade de ocorrência da variável dependente se altera com a variação de uma unidade na variável independente.

Após a estimação do modelo *logit*, com a aplicação da devida expansão, as variáveis SEXO_M, PARENTES, REG_NORTE, REG_CENTRO_OESTE e MONO_MASCULINO não são estatisticamente significantes à 10%,

Com relação às características dos filhos, os resultados do modelo *logit* indicam que o sexo dos filhos não altera as chances de frequentar o ensino privado de modo que a escolha familiar não apresenta discriminação por sexo, resultado este também encontrado por Carvalho e Kassouf (2009). Já os filhos declarados brancos apresentam 30% a mais de chances de frequentar o ensino privado do que os filhos das demais cores, resultado também encontrado por Curi e Menezes-Filho (2010).

No que diz respeito à idade do filho, para cada ano a mais de idade, a probabilidade deste em frequentar o ensino privado aumenta em, aproximadamente, 1%. Se o filho é o mais velho entre os filhos que moram no domicílio, suas chances de frequentar a rede privada, tudo o mais constante, se reduzem em 37%.

Para cada ano a mais de escolaridade do responsável pelo domicílio, a probabilidade dos filhos em frequentar escolas privadas aumenta em 23% enquanto para cada ano a mais de idade do responsável pelo domicílio tal probabilidade aumenta em apenas 1%.

Sobre as características do domicílio, a existência de parentes coabitando no mesmo domicílio aumenta a probabilidade da criança em frequentar a rede de ensino

privada em 7%. Além disso, para cada mil reais a mais na renda per capita, a probabilidade da criança em frequentar o ensino privado aumenta em 70%, efeito esperado já que o ensino privado é pago, o que requer maior renda familiar disponível. Outro efeito esperado e que se confirma com a estimação do modelo *logit* diz respeito ao impacto da quantidade de filhos por família e a hipótese de rivalidade de recursos entre irmãos: para cada irmão que a criança tem, a probabilidade frequentar a escola privada se reduz em 31%.

```

Logistic regression                                Number of obs   =    40221
                                                    Wald chi2(19)   =    2262.45
                                                    Prob > chi2     =    0.0000
Log pseudolikelihood = -10128531                Pseudo R2      =    0.3259

```

ESCOLA_PART	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
SEXO_M	1.004464	.05869	0.08	0.939	.8957761	1.12634
COR_BRANCA	1.29659	.0810453	4.16	0.000	1.147088	1.465576
IDADE	1.012575	.0070286	1.80	0.072	.9988926	1.026445
PRIM_FILHO	.6276954	.1591946	-1.84	0.066	.3818293	1.031879
NIRMAOS	.6863171	.0207606	-12.44	0.000	.6468098	.7282374
ESCOL_RESP	1.230283	.011806	21.60	0.000	1.20736	1.253642
IDADE_RESP	1.01577	.003884	4.09	0.000	1.008186	1.023411
RENDA_PERCAPITA	1.702707	.1226851	7.39	0.000	1.478455	1.960972
PARENTES	1.075918	.11072	0.71	0.477	.8793952	1.316358
URBANO	3.640394	.3807357	12.35	0.000	2.965679	4.46861
REG_NORTE	1.103432	.1057108	1.03	0.304	.914532	1.33135
REG_NORDESTE	3.235299	.2410254	15.76	0.000	2.795767	3.74393
REG_SUL	.6665412	.0632334	-4.28	0.000	.553446	.802747
REG_CENTRO_OESTE	1.054929	.0926841	0.61	0.543	.8880522	1.253165
QTD_BANHEI	1.759323	.0861191	11.54	0.000	1.598377	1.936476
CASAL_MASC	2.448109	.7904723	2.77	0.006	1.300126	4.609736
CASAL_FEM	1.882512	.630708	1.89	0.059	.9762368	3.630114
MONO_MASCULINO	.9047227	.3858851	-0.23	0.814	.3921556	2.087241
MONO_FEMININO	1.889074	.6278711	1.91	0.056	.9847708	3.623787
_cons	.0004953	.0001901	-19.83	0.000	.0002335	.0010508

FIGURA 1 – RESULTADOS DO MODELO LOGIT

Crianças criadas em domicílios localizados em regiões urbanas apresentam 264% a mais de chances de frequentar ensino privado, resultado este que pode estar relacionado com a maior oferta de escolas privadas em regiões urbanas. Com relação a região geográfica, as crianças criadas nas regiões norte e centro-oeste apresentam a mesma probabilidade de frequentar a rede privada do que as crianças da região

sudeste, enquanto as crianças da região sul apresentam 33% menos chances e as da região nordeste 224% a mais de chances, quando controlamos a estimação por todas as demais variáveis da regressão.

A maior probabilidade de frequentar a rede privada de ensino ocorre para os filhos que vivem em domicílios tradicionais (casal com responsável masculino), seguido pelos filhos que vivem em domicílios monoparentais femininos e pelos filhos que vivem em domicílios com casal e responsável feminino. Controlando por todas as demais variáveis, a chance de frequentar o ensino privado não se altera para os filhos que vivem em domicílios monoparentais masculino dado que o coeficiente estimado não é estatisticamente significativo.

Os resultados acima descritos sobre os determinantes da escolha entre matricular os filhos no ensino privado ou no ensino público, estimados com base nos dados da POF 2008-2009, são, em grande parte, similares aos encontrados por Curi e Menezes-Filho (2010) com dados da POF 2002-2003.

6.2 GASTOS COM EDUCAÇÃO

A partir da estimação do modelo de seleção de Heckman, descrito na seção 5.3.2 com dados da POF 2008-2009, é possível identificar os determinantes da escolha sobre investir em educação dos filhos realizada em duas etapas e sobre o quanto investir. Dado que a POF só disponibiliza informações sobre as despesas com educação para as pessoas com 10 anos ou mais, apenas os filhos entre 10 e 17 anos estão incluídos nessa estimação.

Em um primeiro momento, descrito pela equação de seleção no modelo Heckman (equação 23b), as famílias escolhem se investem ou não de forma privada na educação dos filhos, independentemente do filho estar matriculado em escola privada ou pública. Os coeficientes da estimação da equação de seleção, apresentados na FIGURA 2, correspondem à probabilidade condicional das variáveis independentes em relação a variável dependente: gastar ou não com educação.

Com base nos resultados da equação de seleção, o sexo e a cor dos filhos não altera a probabilidade destes em ter recursos monetários familiares destinados a sua educação uma vez que os coeficientes estimados para as variáveis COR_BRANCA e SEXO_M não são estatisticamente significativos à 10%. Já no que diz respeito à idade do filho, para cada ano a mais de idade a probabilidade de ter GAST_EDUC=1 aumenta em 5,2% e, se o filho for o filho mais velho do domicílio, tal probabilidade aumenta em 30%.

Dado que seus respectivos coeficientes estimados não são estatisticamente significativos à 10%, a estimação da equação de seleção do modelo de Heckman proposto não apresenta evidências de que a escolaridade e a idade do responsável pelo domicílio alteram a probabilidade de destinar recursos monetários para a educação dos filhos.

Sobre a relação da renda per capita do domicílio com os gastos com educação dos filhos, para cada R\$1.000,00 a mais, a probabilidade da família optar por gastar com educação do filho aumenta em 5,2%, resultado este de acordo com o esperado já que, conforme ressalta Shapiro e Tambashe (2001), a renda familiar deve estar positivamente relacionada com a demanda pelos gastos com educação.

Não é possível identificar diferenças nas probabilidades do filho receber investimentos em educação se os domicílios estão em áreas rurais ou áreas urbanas. Já sobre a localização geográfica, todos os filhos que moram em domicílios localizados fora da região sudeste (ou seja, nas regiões norte, nordeste, sul e centro-oeste) apresentam menor probabilidade de receber investimentos em educação em comparação com os localizados na região sudeste.

Com relação aos arranjos familiares, os filhos que vivem em domicílios monoparentais femininos apresentam 8,3% mais chances de receber investimentos familiares em educação do que os que vivem em outros arranjos familiares. Os filhos que vivem em domicílios formados por casal, independentemente do sexo do responsável, e em domicílios monoparentais masculinos apresentam a mesma probabilidade de receber investimentos familiares em sua educação.

Por fim, o nível de ensino que o filho frequenta altera sua probabilidade em ter recursos familiares destinados à sua educação. Os filhos que frequentam o ensino

fundamental possuem 21% a mais de chances de receber investimentos familiares em educação do que os demais filhos enquanto os que frequentam o ensino médio apresentam 41% a mais de chances.

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GAST_EDUC						
RENDA_PERCAPITA	.0521978	.021283	2.45	0.014	.0104839	.0939116
NIRMAOS	-.0350986	.0147893	-2.37	0.018	-.0640852	-.0061121
IDADE	.0525038	.0106753	4.92	0.000	.0315805	.0734271
PRIM_FILHO	.3063738	.1001899	3.06	0.002	.1100053	.5027424
ESCOL_RESP	-.0072785	.0054669	-1.33	0.183	-.0179934	.0034364
IDADE_RESP	.0003909	.0022926	0.17	0.865	-.0041025	.0048843
URBANO	.0049391	.0441586	0.11	0.911	-.0816102	.0914884
REG_NORTE	-.5427986	.058154	-9.33	0.000	-.6567783	-.4288189
REG_NORDESTE	-.2763935	.0438731	-6.30	0.000	-.3623831	-.1904038
REG_SUL	-.2838946	.0544694	-5.21	0.000	-.3906527	-.1771365
REG_CENTRO_OESTE	-.411956	.055192	-7.46	0.000	-.5201303	-.3037817
QTD_BANHEI	-.0200222	.0309072	-0.65	0.517	-.0805991	.0405547
CASAL_FEM	.0400429	.0650772	0.62	0.538	-.087506	.1675919
MONO_MASCULINO	-.1194965	.1208402	-0.99	0.323	-.3563389	.1173459
MONO_FEMININO	.0830341	.0490229	1.69	0.090	-.013049	.1791172
COR_BRANCA	-.0336777	.0411633	-0.82	0.413	-.1143562	.0470008
SEXO_M	-.0498603	.0362362	-1.38	0.169	-.1208818	.0211613
ENS_FUND	.2124743	.0923837	2.30	0.021	.0314055	.393543
ENS_MEDIO	.4156016	.0934921	4.45	0.000	.2323605	.5988427
_cons	-1.876942	.2208527	-8.50	0.000	-2.309805	-1.444079

FIGURA 2 – RESULTADOS DA EQUAÇÃO DE SELEÇÃO (PROBIT) DO MODELO DE HECKMAN

Após decidir por alocar recursos financeiros à educação de cada filho, as famílias devem decidir o montante desta alocação. Cabe ressaltar que neste trabalho não se considera o volume em reais destinado a educação de cada filho, mas sim a proporção dos gastos com educação destinados à cada filho com relação à todas as despesas familiares.

Os resultados da estimação do modelo de seleção de Heckman estão expostos na FIGURA 3, sendo que os coeficientes correspondem aos efeitos marginais estimados dos regressores da equação (24b).

Por mais que os gastos com educação sejam considerados no processo de alocação intrafamiliar de recursos como investimentos por apresentarem retornos futuros, eles participam do orçamento familiar como uma despesa e, portanto, estão sujeitos às restrições orçamentárias. Shapiro e Tambashe (2001) ressaltam que para no

orçamento familiar a educação dos filhos é considerada como um “bem de consumo normal”, de modo que a demanda por tais gastos é positivamente relacionada com a renda familiar disponível.

Como na estimação do modelo de seleção de Heckman optou-se por utilizar como variável dependente a proporção dos gastos totais familiares destinados à educação dos filhos, não é possível identificar de forma direta se a afirmação de Shapiro e Tambashe (2001) é válida para as famílias brasileiras em 2008-2009, ou seja, não é possível verificar se os gastos com educação estão positivamente relacionados com a renda familiar.

Sobre a relação da renda per capita familiar com a proporção dos gastos totais familiares destinados à educação dos filhos, os resultados estimados indicam que para cada variação de R\$1.000,00 na renda per capita familiar, a proporção dos gastos totais destinados à educação dos filhos se altera em 1,02% em sentido contrário ao da variação na renda, ou seja, aumentos na renda per capita reduzem o percentual dos gastos totais destinados à educação dos filhos ao passo que reduções na renda aumentam tal participação.

Controlando a renda per capita entre as famílias, as demais variáveis independentes alteram a proporção dos gastos familiares destinados à educação dos filhos. Com isso, não é possível rejeitar a hipótese apresentada por Becker (1991) de que os recursos destinados aos filhos não dependem só dos recursos familiares disponíveis, mas também de outros fatores como as preferências dos responsáveis pela família, as características naturais dos filhos e as características socioeconômicas familiares.

Sobre as características regionais do domicílio, domicílios em áreas urbanas e áreas rurais não apresentam diferenças estatisticamente significativas na proporção dos gastos familiares totais destinados à educação dos filhos, dado que o coeficiente da variável URBANO não é estatisticamente significativo à 10%. Da mesma forma, os municípios localizados nas regiões sul e região centro-oeste também não apresentam diferenças estatisticamente significativas em relação aos domicílios da região sudeste enquanto os domicílios localizados nas regiões norte e nordeste gastam proporções menores do que os da região sudeste: 3,23% e 2,41% respectivamente.

Uma vez que os coeficientes não são estatisticamente significativos à 10%, a presença de parentes coabitando no mesmo domicílio não altera a proporção dos gastos domiciliares destinados à educação dos filhos do mesmo modo que a quantidade de banheiro existente no domicílio, variável utilizada como *proxy* de riqueza, também não altera tal proporção.

Para Castro e Vaz (2007), quanto maior o nível de escolaridade do responsável pela família, maior o volume de recursos familiares destinados à educação. Contudo, pela estimação do modelo de Heckman a escolaridade e a idade do responsável pela família não apresentam coeficientes estatisticamente significativos à 10%, de modo que, controlando pelas demais variáveis independentes, tais características do responsável pelos domicílios não se mostraram importantes na determinação da proporção dos gastos domiciliares destinados à educação.

De forma similar ao encontrado por Carvalho e Kassouf (2009), a hipótese de discriminação de alocação de recursos por sexo entre os filhos é descartada pela estimação do modelo de seleção de Heckman. As características pessoais do filho que parecem importar para a determinação da proporção dos gastos domiciliares destinados à educação são a cor e a idade. Controlando pelas demais variáveis, os filhos declarados brancos recebem, aproximadamente, 1,1% a menos de todas as despesas familiares e, para cada ano a mais de idade as despesas com educação de cada filho aumentam sua participação em todas as despesas familiares em 0,37%.

Além dos resultados já apresentados, a estimação do modelo de seleção de Heckman apresenta evidências de que o *trade-off* apresentado por Becker (1991) existente entre quantidade e qualidade dos filhos é válido nas famílias brasileiras. Para cada irmão a mais no domicílio, o percentual de despesas familiares destinados à educação de cada filho se reduz em 0,47%. Tal resultado pode ser explicado pelas hipóteses de diluição de recursos e de rivalidade entre irmãos.

Para os alunos que frequentam escolas privadas, o percentual de todas as despesas familiares destinados à educação dos filhos é cerca de 5,74% maior do que dos filhos matriculadas em escolas públicas. Tal resultado é esperado já que matricular os filhos em escolas privadas gera custos. Por sua vez, o nível de ensino no qual o filho está matriculado não altera a proporção dos gastos familiares com educação dos filhos

já que os coeficientes de ENS_FUND e ENS_MEDIO não são estatisticamente significativos.

Ao comparar os resultados encontrados entre os diferentes arranjos familiares, é possível identificar que os filhos que vivem em arranjos tradicionais constituídos por casal, independentemente do sexo do responsável pela família, destinam a mesma proporção de suas despesas familiares à educação dos filhos ao passo que os domicílios monoparentais apresentam diferenças em relação às famílias formadas por casais.

Visto que pela estimação do modelo de seleção de Heckman o sexo do responsável pela família quando esta é constituída por casal com filhos, *ceteris paribus*, não altera a proporção dos gastos totais da família destinada à educação dos filhos, não é possível descartar a hipótese de que nos domicílios brasileiros com filhos de até 17 anos o processo de alocação intrafamiliar de recursos não seja do tipo unitário. Se, ao contrário, a estimação do modelo com os dados da POF 2008-2009 indicassem que o sexo do responsável altera a alocação de recursos no domicílio, seria possível identificar que as diferentes alocações ocorrem por causa da existência de diferenças de preferências entre os sexos do responsável pela alocação, o que só é possível de acontecer nos modelos não unitários de alocação intrafamiliar de recursos.

Os domicílios monoparentais masculinos gastam proporções menores de suas despesas com a educação de seus filhos, cerca de 1,98% a menos, enquanto os domicílios monoparentais femininos gastam proporções maiores, cerca de 1,76%. Essa diferença existente entre os domicílios monoparentais reflete o apresentado por Hoddinott et al. (1997) sobre a diferença de alocação de recursos familiares de acordo com o sexo do responsável pela família. Para Hoddinott et al. (1997), quando o controle da renda é feito por homens, esses gastam uma parcela maior de sua renda em bens para seu consumo pessoal, enquanto quando o controle da renda é feito por mulheres, essas são mais propensas a comprar produtos para crianças e para consumo doméstico em geral.

```

Heckman selection model
(regression model with sample selection)

Number of obs      =      17075
Censored obs       =      15191
Uncensored obs     =      1884

Wald chi2(20)      =      82.92
Prob > chi2        =      0.0000

Log pseudolikelihood = -1.31e+07

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS						
RENDA_PERCAPITA	-1.020332	.3381763	-3.02	0.003	-1.683145	-.3575189
PARENTES	-1.326839	1.090375	-1.22	0.224	-3.463934	.8102559
ESCOL_RESP	.0608082	.0721739	0.84	0.399	-.0806501	.2022665
IDADE_RESP	.0310468	.0358494	0.87	0.386	-.0392168	.1013104
URBANO	-.8485112	.6478382	-1.31	0.190	-2.118251	.4212282
REG_NORTE	-3.236523	.6467179	-5.00	0.000	-4.504067	-1.968979
REG_NORDESTE	-2.41092	.5958728	-4.05	0.000	-3.57881	-1.243031
REG_SUL	-.5321678	.9891497	-0.54	0.591	-2.470866	1.40653
REG_CENTRO_OESTE	-.7432485	.9543626	-0.78	0.436	-2.613765	1.127268
QTD_BANHEI	-.6455947	.4839006	-1.33	0.182	-1.594022	.302833
CASAL_FEM	.3689193	1.124563	0.33	0.743	-1.835184	2.573023
MONO_MASCULINO	-1.987085	.7894985	-2.52	0.012	-3.534473	-.4396959
MONO_FEMININO	1.763824	.7791631	2.26	0.024	.2366927	3.290956
COR_BRANCA	-1.127766	.5811501	-1.94	0.052	-2.266799	.0112671
SEXO_M	.1687173	.5152116	0.33	0.743	-.8410789	1.178513
NIRMAOS	-.4798257	.2561428	-1.87	0.061	-.9818563	.0222049
IDADE	.3739645	.150974	2.48	0.013	.0780609	.6698681
ESCOLA_PART	5.748685	1.309074	4.39	0.000	3.182947	8.314424
ENS_FUND	.1023912	2.194551	0.05	0.963	-4.198849	4.403632
ENS_MEDIO	-.7268908	2.022968	-0.36	0.719	-4.691836	3.238054
_cons	2.718189	4.303756	0.63	0.528	-5.717018	11.1534
/athrho	-.0908889	.0381583	-2.38	0.017	-.1656778	-.0161001
/lnsigma	2.111974	.0584027	36.16	0.000	1.997507	2.226442
rho	-.0906395	.0378448			-.1641784	-.0160987
sigma	8.264542	.4826719			7.370659	9.266833
lambda	-.7490938	.3165222			-1.369466	-.1287217

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 5.67 Prob > chi2 = 0.0172

FIGURA 3 – RESULTADOS DO MODELO DE HECKMAN

Além de verificar se os investimentos educacionais aos filhos ocorrem de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares no Brasil, é interessante avaliar se o sexo do filho interfere no processo de alocação intrafamiliar de recursos nos diferentes arranjos familiares. Para isso, incluiu-se na estimação do modelo de seleção de Heckman, definida pela equação 24b, variáveis cruzadas de sexo e arranjo familiar, de modo que a equação 24b passou a ser descrita por:

$$\begin{aligned}
 PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS_c = & \alpha + X_f.\beta + X_c.\eta + SEXO_CASAL_MASC.\psi_1 + \\
 & SEXO_CASAL_FEM.\psi_2 + SEXO_MONO_MASCULINO.\psi_3 + \\
 & SEXO_MONO_FEMININO.\psi_4 + u_c
 \end{aligned}
 \tag{24c}$$

em que $PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS_c$ é a proporção das despesas domiciliares gasta com educação de cada filho c , X_f é um vetor de características da família f e β seus respectivos parâmetros, X_c é um vetor de características de cada filho c e η seus respectivos parâmetros. As variáveis $SEXO_CASAL_MASC$, $SEXO_CASAL_FEM$, $SEXO_MONO_MASCULINO$, $SEXO_MONO_FEMININO$ foram criadas pela multiplicação das variáveis dummy $SEXO_M$ e $CASAL_MASC$, $CASAL_FEM$, $MONO_MASCULINO$ e $MONO_FEMININO$ respectivamente.

TABELA 19 – VARIÁVEIS CRUZADAS UTILIZADAS NO MODELO DE SELEÇÃO HECKMAN

Variável	Descrição
SEXO_CASAL_MASC	$SEXO_M * CASAL_MASC \Rightarrow$ Se o filho é do sexo masculino e o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável masculino: sim=1, não=0.
CASAL_FEM	$SEXO_M * CASAL_FEM \Rightarrow$ Se o filho é do sexo masculino e o arranjo familiar do domicílio é do tipo casal com filhos com responsável feminino: sim=1, não=0.
MONO_MASCULINO	$SEXO_M * MONO_MASCULINO \Rightarrow$ Se o filho é do sexo masculino e o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental masculino com filhos: sim=1, não=0.
MONO_FEMININO	$SEXO_M * MONO_FEMININO \Rightarrow$ Se o filho é do sexo masculino e o arranjo familiar do domicílio é do tipo monoparental feminino com filhos: sim=1, não=0.

FONTE: IBGE, POF 2008-2009
Elaboração própria

Os resultados da estimação do modelo de seleção de Heckman com a inclusão das variáveis cruzadas são apresentados na FIGURA 4. Todas as análises realizadas com base nos resultados da estimação apresentada na FIGURA 3 não se alteram.

```

Heckman selection model
(regression model with sample selection)

Number of obs   =   17075
Censored obs    =   15191
Uncensored obs  =   1884

Wald chi2(24)   =   99.90
Prob > chi2     =   0.0000

Log pseudolikelihood = -1.31e+07

```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
PROP_GASTOS_EDUC_FILHOS						
RENDA_PERCAPITA	-1.01585	.3354382	-3.03	0.002	-1.673297	-.3584035
PARENTES	-1.374382	1.068432	-1.29	0.198	-3.468471	.7197066
ESCOL_RESP	.0573521	.0706858	0.81	0.417	-.0811894	.1958936
IDADE_RESP	.0305877	.0358051	0.85	0.393	-.039589	.1007644
URBANO	-.860613	.6512133	-1.32	0.186	-2.136968	.4157415
REG_NORTE	-3.254949	.6639405	-4.90	0.000	-4.556248	-1.953649
REG_NORDESTE	-2.411495	.5972441	-4.04	0.000	-3.582072	-1.240918
REG_SUL	-.5194576	.9861287	-0.53	0.598	-2.452234	1.413319
REG_CENTRO_OESTE	-.7255287	.9442274	-0.77	0.442	-2.57618	1.125123
QTD_BANHEI	-.628901	.4847607	-1.30	0.195	-1.579014	.3212124
CASAL_FEM	.2837134	1.5017	0.19	0.850	-2.659564	3.226991
MONO_MASCULINO	-.6553774	1.215171	-0.54	0.590	-3.037069	1.726315
MONO_FEMININO	1.770398	1.038742	1.70	0.088	-.2654988	3.806294
SEXO_CASAL_MASC	-2.127775	2.198893	-0.97	0.333	-6.437525	2.181975
SEXO_CASAL_FEM	-1.872116	3.151916	-0.59	0.553	-8.049758	4.305526
SEXO_MONO_MASC	-4.51066	2.500727	-1.80	0.071	-9.411994	.3906748
SEXO_MONO_FEM	-2.053538	2.565163	-0.80	0.423	-7.081165	2.97409
COR_BRANCA	-1.12105	.5824252	-1.92	0.054	-2.262582	.0204826
SEXO_M	2.247108	2.162465	1.04	0.299	-1.991245	6.485461
NIRMAOS	-.491507	.2546296	-1.93	0.054	-.9905718	.0075578
IDADE	.3652148	.1500493	2.43	0.015	.0711235	.6593061
ESCOLA_PART	5.770253	1.310375	4.40	0.000	3.201965	8.338541
ENS_FUND	.055375	2.185403	0.03	0.980	-4.227936	4.338686
ENS_MEDIO	-.7679171	2.022582	-0.38	0.704	-4.732106	3.196271
_cons	2.892376	4.292888	0.67	0.500	-5.52153	11.30628
/athrho	-.0895972	.0379141	-2.36	0.018	-.1639074	-.015287
/lnsigma	2.111333	.0585435	36.06	0.000	1.99659	2.226076
rho	-.0893582	.0376113			-.1624552	-.0152858
sigma	8.259243	.4835253			7.3639	9.263446
lambda	-.7380311	.3144371			-1.354317	-.1217457

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 5.58 Prob > chi2 = 0.0181

FIGURA 4 – RESULTADOS DO MODELO DE HECKMAN

Sobre a existência de discriminação de gênero na alocação de investimentos educacionais aos filhos de acordo com o arranjo familiar, apenas em arranjos monoparentais masculinos é possível identificar evidências de discriminação já que para os demais arranjos o coeficiente estimado não é estatisticamente significativo à 10%.

Nos domicílios monoparentais masculinos, se o filho for do sexo masculino, a proporção dos gastos familiares destinados à educação desse filho é aproximadamente 4,5% inferior do que quando o filho é do sexo feminino. Tal resultado se difere dos estudos com dados brasileiros de Thomas (1994), segundo o qual os filhos são beneficiados quando a alocação é feita pelo pai e as filhas são beneficiadas quando a alocação é feita pela mãe, de Emerson e Souza (2002) que apresenta evidências de que os filhos homens são beneficiados na alocação de recursos familiares, e de Carvalho e Kassouf (2009) que não encontram evidências de discriminação de gênero na alocação de recursos familiares para os filhos.

7 CONCLUSÃO

No Brasil, os investimentos em educação das crianças ocorrem tanto por iniciativas públicas como por iniciativas privadas, as quais são determinadas pela família. Os arranjos familiares brasileiros se alteraram de forma considerável desde meados do século XX, sendo que os arranjos familiares tradicionais compostos por pais e filhos diminuíram de volume, ao passo que novos arranjos familiares se desenvolveram.

O presente estudo procurou identificar com uso dos dados da POF 2008-2009 se as decisões familiares sobre a educação dos filhos ocorrem de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares brasileiros. Para isso, restringiu-se a amostra da POF 2008-2009 às famílias com filhos de até 17 anos, excluindo as famílias sem filhos e as famílias que possuem filhos com mais de 18 anos.

Primeiramente, em um exercício similar ao realizado por Curi e Menezes-Filho (2010), os resultados do modelo *logit* sobre os determinantes da escolha familiar entre matricular os filhos no ensino público ou no ensino privado indicam que o sexo do filho não altera sua probabilidade em frequentar as escolas privadas, enquanto a cor, a idade e a ordem de nascimento alteram tal probabilidade. Outras variáveis que se mostram estatisticamente significativas são: renda per capita, número de irmãos no domicílio, região geográfica do domicílio e escolaridade do responsável pelo domicílio.

Sobre o papel dos arranjos familiares, por meio da estimação do modelo *logit*, encontraram-se evidências estatísticas de que os filhos que apresentam maior probabilidade em frequentar o ensino privado são os que vivem em domicílios formados por casal com filhos com responsável masculino, seguido pelos que vivem em domicílios monoparentais femininos e pelos que vivem em domicílios constituídos por casal com filhos com responsável feminino. O fato dos filhos morarem em domicílios monoparentais masculinos não altera sua probabilidade de frequentar o ensino privado, de modo que tal probabilidade depende apenas das demais variáveis estatisticamente significativas.

Por fim, para verificar quais são os determinantes do volume de gastos familiares destinados à educação dos filhos, estimou-se um modelo de seleção de Heckman em duas etapas. Na primeira etapa, na qual as famílias decidem se investem ou não de forma privada na educação dos filhos, as variáveis que se mostram essenciais para essa tomada de decisão são: a renda per capita do domicílio, a quantidade de irmãos, a ordem de nascimento do filho, a região geográfica do domicílio e o nível do ensino a ser frequentado.

Na segunda etapa, as famílias determinam o volume de recursos destinados à educação dos filhos. Os principais determinantes nessa segunda etapa são: a renda per capita do domicílio, a região geográfica do domicílio, a cor e a idade do filho, a quantidade de irmãos, além do tipo de escola frequentada.

Os arranjos familiares também desempenham papel importante na proporção dos gastos familiares destinados à educação dos filhos. Conforme descrito nos resultados da FIGURA 3, filhos que vivem em arranjos monoparentais femininos recebem uma maior proporção dos gastos familiares em sua educação, em comparação com os que vivem em arranjos tradicionais (casal com filhos com responsável pelo domicílio masculino ou feminino), enquanto os filhos que vivem em arranjos monoparentais masculinos recebem uma menor proporção.

No que diz respeito à discriminação de gênero na alocação de recursos entre os filhos, apenas em arranjos monoparentais masculinos é possível identificar evidências de discriminação, com benefício para os filhos do sexo feminino. Para os demais arranjos familiares, não foi possível identificar evidências estatisticamente significativas de existência de discriminação.

Por mais que o presente estudo apresente evidências de que a determinação da alocação dos recursos familiares aos filhos ocorra de forma diferente entre os diferentes arranjos familiares, um possível estudo futuro está em avaliar se no decorrer do tempo as alocações familiares também sofreram influência dos arranjos familiares e de que modo. Assim, os resultados encontrados podem servir como base no desenvolvimento e aperfeiçoamento de políticas públicas as quais devem levar em consideração as diferenças demográficas familiares e os diferentes processos de tomada de decisão intrafamiliar de recursos.

REFERÊNCIAS

BARROS, R.; FOX, L.; MENDONÇA, R. Female-Headed Households, Poverty, and the Welfare of Children in Urban Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 45, n. 2, p. 231–257, 1997.

BARROS, R. P. DE. **A Dynamic Analysis of Household Decision Making: The Brazilian Case**. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 2001.

BECKER, G. S. A theory of marriage: Part I. **The Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 813–846, 1973.

BECKER, G. S. A Theory of Social Interactions. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 61, p. 1063–1094, 1974.

BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Enlarged ed. London, England: Harvard University Press, 1991.

BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility, p. S279–S288, 1973.

BEHRMAN, J. R. Intrahousehold distribution and the family. In: M. R. Rosenzweig; O. Stark (Eds.); **Handbook of Population and Family Economics**. v. 1, Part A, p.125–187, 1997. Elsevier Science B. V.

BEHRMAN, J. R.; POLLAK, R. A.; TAUBMAN, P. Do Parents Favor Boys? **International Economic Review**, v. 27, n. 1, p. 33–54, 1986.

BERGSTROM, T. C. A survey of theories of the family. In: M. R. Rosenzweig; O. Stark (Eds.); **Handbook of Population and Family Economics**. p.21–79, 1997. Elsevier Science B. V.

BLAKE, J. Number of Siblings and Educational Mobility. **American Sociological Review**, v. 50, n. 1, p. 84–94, 1985.

BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P.-A. Collective models of household: an introduction behavior. **European Economic Review**, v. 36, p. 355–364, 1992.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 1999. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2000. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2001. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2003. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2004. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2005. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2007. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2008. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo Escolar 2009. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. .

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Senado, 1988.

BRASIL. **Constituição (1988). Emenda Constitucional nº 59, de 11 de novembro de 2009**. Brasília, 2009.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P. A. Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. **Econometrica**, v. 66, n. 6, p. 1241–1278, 1998.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.-A. P.-A.; LECHENE, V. Collective and unitary models: A clarification. **Review of Economics of the Household**, v. 4, n. 1, p. 5–14, 2006.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and application**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata**. College Station, TX: Stata Press, 2009.

CARVALHO, A. A. DE; ALVES, J. E. D. **Padrões de Consumo dos arranjos familiares e das pessoas que moram sozinhas no Brasil e em Minas Gerais: Uma análise de gênero e renda**. Diamantina: XIV Seminário sobre Economia Mineira, 2010.

CARVALHO, S. C. DE; KASSOUF, A. L. As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, p. 353–375, 2009. Piracicaba.

CASTRO, J. A. DE; VAZ, F. M. Gastos das famílias com educação. In: F. G. Silveira; L. M. Servo; T. Menezes; S. F. Piola (Eds.); **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. p.77–104, 2007. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea.

CHECCHI, D. **The Economics of Education: Human Capital, Family Background and Inequality**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CHIAPPORI, P.; DONNI, O. Non-unitary models of household behavior: a survey of the literature. **IZA Discussion Papers, No. 4603**, 2009. IZA Discussion Papers, No. 4603.

CHIAPPORI, P.-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, v. 56, n. 1, p. 63–90, 1988.

CIOFFI, S. Famílias metropolitanas: Arranjos familiares e condições de vida. **XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, p. 1041–1070, 1998.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 1, 2010.

EJRNAES, M.; PÖRTNER, C. C. C.; EJRNES, M.; PORTNER, C. C. Birth Order and the Intrahousehold Allocation of Time and Education. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1993, p. 1008–1019, 2004.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. **Bargaining over Sons and Daughters: Child Labor, School Attendance and Intra-household Gender Bias in Brazil**. 2002.

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, p. 207–232, 2009.

FRANÇA, M. T. A.; GONÇALVES, F. DE O. Provisão pública e privada de educação fundamental : diferenças de qualidade medidas por meio de propensity score. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 373–390, 2010.

GARG, A.; MORDUCH, J. Sibling Rivalry. **Development Discussion Papers No. 630**, 1998. HIID Development Discussion Paper no. 630.

GINTHER, D. K.; POLLAK, R. A. Family structure and children's educational outcomes: Blended families, stylized facts, and descriptive regressions. **Demography**, v. 41, n. 4, p. 671–696, 2004.

GORMAN, W. M. Community Preference Fields. **Econometrica**, v. 21, n. 1, p. 63–80, 1953.

GUSTAFSSON, S. S.; STAFFORD, F. P. Childcare, human capital and economic efficiency. In: I. Persson; C. Jonung (Eds.); **Economics of the family and family policies**. p.107–122, 1997. London: Routledge.

HADDAD, L.; HODDINOTT, J. Women's income and boy-girl anthropometric status in the Côte d'Ivoire. **World Development**, v. 22, n. 4, p. 543–553, 1994.

HADDAD, L.; HODDINOTT, J.; ALDERMAN, H. **Intrahousehold resource allocation: An overview**. Washington, DC: Policy Research Working Paper 1255. The World Bank, 1994.

HADDAD, L.; HODDINOTT, J.; ALDERMAN, H. (EDS.). **Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries Models, Methods, and Policy**. London: The Johns Hopkins University Press, 1997.

HAIDER, S. J.; MCGARRY, K. **Parental Investments in College and Later Cash Transfers**. National Bureau of Economic Research, 2012.

HAN, W.-J.; HUANG, C.-C.; GARFINKEL, I. The Importance of Family Structure and Family Income on Family's Educational Expenditure and Children's College Attendance: Empirical Evidence from Taiwan. **Journal of Family Issues**, v. 24, n. 6, p. 753–786, 2003.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979.

HODDINOTT, J.; ALDERMAN, H.; HADDAD, L. Testing Competing Models of Intrahousehold Allocation. In: L. Haddad; J. Hoddinott; H. Alderman (Eds.); **Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy**. p.129–141, 1997. London: The Johns Hopkins University Press.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2008-2009. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2008_2009/mic rodados.shtm>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1981. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1985. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1990. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1995. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 2001. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 2005. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 2011. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Demográfico 1970. Disponível em:
<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censohistorico/default.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Demográfico 1980. Disponível em:
<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censohistorico/default.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Demográfico 1991. Disponível em:
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censodem/default_censo1991.shtm>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Demográfico 2000. Disponível em:
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/default_censo_2000.shtm>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Demográfico 2010. Disponível em:
<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/default.shtm>>. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Tendências Demográficas: Uma análise da população com base nos resultados dos Censos Demográficos 1940 e 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: despesas, rendimentos e condições de vida**. Rio de Janeiro, 2010.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Tendências demográficas mostradas pela PNAD 2011**. Comunicados do Ipea nº157, 2012.

KINGDON, G. G. Where has all the bias gone? Detecting gender bias in the intrahousehold allocation of educational expenditure. **Economic Development and Cultural Change**, v. 53, n. 2, p. 409–451, 2005.

LANSFORD, J. E.; CEBALLO, R.; ABBEY, A.; et al. Does Family Structure Matter? A Comparison of Adoptive, Two-Parent Biological, Single-Mother, Stepfather, and Stepmother Households. **Journal of Marriage and family**, v. 63, n. 3, p. 840–851, 2001.

LLOYD, C. B.; BLANC, A. N. N. K. Children's schooling in sub-Saharan Africa: The role of fathers, mothers, and others. **Population and development review**, v. 22, n. 2, p. 265–298, 1996.

LUNDBERG, S.; POLLAK, R. A. Bargaining and distribution in marriage. In: I. Persson; C. Jonung (Eds.); **Economics of the family and family policies**. p.17–32, 1997. London: Routledge.

MACEDO, M. DOS S. Mulheres chefes de família e a perspectiva de genero: trajetória de um tema e a crítica sobre a feminização da pobreza. **Caderno CRH**, v. 21, n. 53, p. 389–404, 2008.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. **International economic review** , v. 21, n. 1, p. 31–44, 1980.

MARTELETO, L. J. O papel do tamanho da família na escolaridade dos jovens. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 159–177, 2002.

MCELROY, M. B.; HORNEY, M. J. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. **International Economic Review**, v. 22, n. 2, p. 333–349, 1981. International Economic Review.

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1988. **IPEA: Texto para discussão n° 886**, 2002. IPEA: Texto para discussão n° 886.

MINCER, J.; POLACHEK, S. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. **Marriage, family, human capital, and fertility**. v. 82, p.76–110, 1974. NBER.

MORDUCH, J. Sibling Rivalry in Africa. **The American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 405–409, 2000. Papers and Proceedings of the One Hundred Twelfth Annual Meeting of the American Economic Association: The American Economic Review.

NASCIMENTO, A. M. DO. População e família brasileira: ontem e hoje. **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**, 2006.

PHIPPS, S. A.; BURTON, P. S. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. **Economica**, v. 65, n. 260, p. 599–613, 1998.

RANGEL, M. A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. **The Economic Journal**, v. 116, p. 627–658, 2006.

REMY, M. A. P. DE A. Evolução das estruturas de arranjos familiares e padrões de renda e consumo. **XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**, 2012.

SAMUELSON, P. A. Social Indifference Curves. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 1–22, 1956.

SANTANA, P. J.; MENEZES, T. A. DE M. Diferenças raciais no padrão de gastos com educação: uma abordagem semiparamétrica. **Nova Economia**, v. 19, n. 3, p. 383–406, 2009.

SHAPIRO, D.; TAMBASHE, B. O. Gender, poverty, family structure, and investments in children's education in Kinshasa, Congo. **Economics of Education Review**, v. 20, n. 4, p. 359–375, 2001.

SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 573–594, 2007.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Empirical Modeling of Household and Family Decisions. In: J. Behrman; T. N. Srinivasan (Eds.); **Handbook of Development Economics**. v. 3, Parte A, p.1883–2023, 1995.

THOMAS, D. Intra-Household Resource Allocation An Inferential Approach. **Journal of human resources**, v. 25, n. 4, p. 635–664, 1990. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/145670>>. .

THOMAS, D. Like father, like son; like mother, like daughter: Parental resources and child height. **Journal of Human Resources** , v. 29, n. 4, p. 950–988, 1994.

ANEXOS

ANEXO 1 – Classificação das despesas com educação.....	109
--	-----

ANEXO 1 – Classificação das despesas com educação

Classificação	Descrição
Cursos regulares	Curso pré-escolar
	Curso regular de primeiro grau
	Curso regular de segundo grau
	Curso regular de terceiro grau
Outros cursos	Curso de mestrado
	Curso de doutorado
	Cursos de idiomas (inglês, francês, alemão, etc)
	Cursos profissionalizantes
	Cursos técnicos
	Cursos de esportes e lazer
	Cursos de artes (dança, desenho, culinária, música, etc)
	Outros cursos (creche, berçário, pré-vestibular, supletivo, educação à distância, etc)
Outros gastos	Alimentos
	Uniforme escolar
	Aulas particulares
	Excursões
	Formaturas
	Outros
Livros didáticos e revistas técnicas	Livros didáticos e paradidáticos
	Revistas técnicas
	Dicionários
	Apostilas
	Outros
Taxas e contribuições	Taxas escolares
	Inscrições em seminários e congressos
	Emissão de diploma
	Carteira de estudante
	Associação de pais e mestres
	Matrícula escolar
	Despesas com biblioteca (multa, mensalidade, etc)
Artigos escolares	Material escolar (cadernos, lápis, borracha, pastas, mochila, etc)